

Universidade Federal de Minas Gerais
Faculdade de Ciências Econômicas

**Multiplicadores Fiscais, Desigualdade de Renda e Restrições de
Crédito: Evidência dos Estados Brasileiros**

Francesco Carli

BELO HORIZONTE
2020

Francesco Carli

Multiplicadores Fiscais, Desigualdade de Renda e Restrições de Crédito: Evidência dos estados brasileiros

Monografia apresentada ao Programa de Educação Tutorial (PET) do curso de graduação em Ciências Econômicas da FACE/UFMG, julho de 2020.

Orientadora: Profa. Dra. Débora Freire

Coorientador: Prof. Dr. Rafael Ribeiro

BELO HORIZONTE
2020

SUMÁRIO

1. Introdução.....	5
2. Revisão de Literatura.....	7
3. Metodologia.....	16
4. Resultados.....	22
5. Discussão.....	31
6. Conclusão.....	33
7. Referências.....	35
8. Apêndice.....	40

1. Introdução

O desenvolvimento recente de modelos macroeconômicos que incorporam a heterogeneidade entre os agentes possibilitou aprofundar os estudos sobre as implicações da desigualdade interpessoal da renda e da riqueza sobre os agregados macroeconômicos e, em particular, sobre os efeitos da política fiscal (Kaplan e Violante, 2018; Auclert, Rognlie e Straub, 2018). Nesse trabalho, nós contribuimos para esta literatura estimando a correlação empírica entre a desigualdade de renda e os multiplicadores fiscais das despesas governamentais em um painel de unidades federativas brasileiras. Nosso trabalho se encontra na intersecção entre duas áreas de pesquisa em política fiscal que procuram, respectivamente, estudar os determinantes da magnitude dos multiplicadores fiscais (Ilzetzki, Mendoza e Végh, 2013; Contreras e Battelle, 2014; Hory, 2016) e estimar os multiplicadores fiscais regionais de membros de uma mesma união monetária, cambial e fiscal (Nakamura e Steinsson, 2014; Corbi, Papaioannou e Surico, 2018; Chodorow-Reich, 2019).

Multiplicadores fiscais - definidos como a variação do PIB resultante de uma variação dos gastos do governo - não são homogêneos e, pelo contrário, variam segundo o tipo de instrumento fiscal utilizado (consumo, transferências ou investimentos públicos) (Blanchard e Perotti, 2002; Moura, 2015), a incidência da política tributária (Lizarazo Ruiz, Peralta-Alva e Puy, 2017; Mertens e Ravn, 2013; Zidar, 2019), o estágio do ciclo econômico (Pires, 2014; Riera-Crichton, Vegh e Vuletin, 2015; Holland, Marçal e Prince, 2019), a postura da política monetária (Woodford, 2011; Christiano, Elchenbaum e Rebelo, 2011), a composição dos planos de ajuste fiscal (Alesina, Favero e Giavazzi, 2015; Yang, Fidrmuc e Ghosh, 2015), a flexibilidade do câmbio, a razão dívida/PIB e o grau de abertura e desenvolvimento da economia (Ilzetzki, Mendoza e Végh, 2013; Hory, 2016).

Os impactos da desigualdade entre indivíduos sobre a magnitude dos multiplicadores, entretanto, foram pouco explorados empiricamente (Samanta e Cerf, 2009; Brinca *et al.*, 2016, Brinca *et al.* 2019). A literatura indica uma relação positiva entre a desigualdade (de renda e riqueza) e a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito (Piketty, 2000; Galor, 2004; Beck, 2007, Brinca *et al.*, 2016), os quais não conseguem suavizar intertemporalmente o consumo e, portanto, possuem um comportamento não-ricardiano - isto é, consomem toda a sua renda corrente. De fato, os agentes possuem duas margens de ajuste diante de um aumento transitório e inesperado da renda: o aumento do consumo e a diminuição das horas trabalhadas. Em outras palavras, os dois parâmetros fundamentais que governam os efeitos da política fiscal são a propensão marginal a consumir (PMC) e a propensão marginal de rendimentos (PMR) ¹(Auclert, Bardóczy e Rognlie, 2020). A presença de agentes não-ricardianos é responsável justamente por aumentar a magnitude dos multiplicadores fiscais ao amplificar tanto a propensão marginal a consumir média da economia (Mankiw, 2000; Gali, López-Salido e Vallés, 2007, Kaplan e Violante, 2018) como a elasticidade da oferta agregada de trabalho (Brinca *et al.*, 2016, Navarro e Ferriere, 2016).

¹ A PMC mede o aumento do consumo diante de uma elevação temporária e inesperada da renda; a PMR, por outro lado, mede a diminuição das horas trabalhadas (e, portanto, dos rendimentos) diante de uma elevação temporária e inesperada da renda (Auclert, Bardóczy e Rognlie, 2020).

Desta forma, o argumento teórico de que a maior proporção de agentes não-ricardianos amplifica os impactos da política fiscal está presente desde o artigo de Gali, López-Salido e Vallés (2007), que mostram que o comportamento *hand-to-mouth*² em modelos neokeynesianos é capaz de reproduzir uma resposta positiva do consumo agregado a choques de gastos do governo. Essa primeira geração de modelos neokeynesianos com dois tipos de agentes foi recentemente estendida com o desenvolvimento de modelos com agentes heterogêneos, os quais ampliam os impactos da política fiscal ao estender o comportamento *hand-to-mouth* não somente a agentes próximos do limite de endividamento, mas também a agentes com riqueza positiva armazenada em ativos ilíquidos (Kaplan e Violante, 2014; Auclert, Rognlie e Straub, 2018). A hipótese que buscamos testar, portanto, é a relação entre a desigualdade de renda e a magnitude dos multiplicadores fiscais, catalisada por sua relação intermediária com a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito, para o nível dos estados brasileiros.

A nosso conhecimento, a análise desta relação foi restrita até agora a painéis de países (Samanta e Cerf, 2009; Brinca *et al.* 2016, Brinca *et al.*, 2019), nos quais a eficácia da análise pode ser comprometida pela enorme heterogeneidade no conjunto de circunstâncias econômicas - o que pode elevar o número de variáveis não observadas que influenciam a potência da política fiscal e resultar em estimadores enviesados. O uso de um painel regional dentro de uma mesma união monetária, cambial e fiscal, por outro lado, permite isolar os efeitos de choques agregados comuns a todos os estados - como as políticas monetária e tributária a nível federal (Nakamura e Steinsson, 2014; Chodorow-Reich, 2019), diminuindo substancialmente a presença de fatores não observados. Além disso, a dimensão regional de nosso painel possui outra característica desejável: a estrutura institucional do orçamento no Brasil é extremamente rígida a nível estadual, sendo a maior parte das despesas obrigatórias e, dentre estas, a maior parte vinculada constitucionalmente às receitas auferidas, o que restringe o espaço de manobra do gestor público à pequena parcela de despesas discricionárias (Bassi, 2019). Desta forma, possíveis problemas de endogeneidade oriundos da resposta discricionária da política fiscal à atividade econômica são consideravelmente amenizados. Nosso trabalho, portanto, é o primeiro a verificar a relação entre a desigualdade de renda e multiplicadores fiscais usando dados regionais e, em particular, o primeiro trabalho a analisar esta relação para dados brasileiros.

Para isso, estimamos um modelo de efeitos fixos para um painel de 27 unidades federativas brasileiras, entre 2002 e 2017, de modo a mensurar tanto a magnitude dos multiplicadores fiscais como o coeficiente da variável interativa entre as despesas totais e o Índice de Gini - nossa medida para a desigualdade de renda. Nós estendemos nossa análise estimando a correlação entre a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito e a magnitude dos multiplicadores fiscais utilizando três *proxies* para as restrições de crédito: o volume de crédito para a pessoa física, a taxa de inadimplência da pessoa física e a proporção de vínculos empregatícios formais. Nossos resultados indicam que os multiplicadores fiscais são positivamente correlacionados com a desigualdade de renda e com a proporção de agentes

² Agentes *hand-to-mouth* são assim denominados por consumirem toda a sua renda todos os períodos, isto é, são não ricardianos.

sem acesso aos mercados de crédito. Em particular, em estados mais desiguais, cada real adicional gasto pelo governo gera uma resposta adicional de R\$ 0,10 a R\$ 0,15 na economia em relação a estados menos desiguais.

Esta monografia está dividida em cinco seções: após esta introdução, a seção 2 contém uma revisão da literatura teórica e empírica sobre o cálculo de multiplicadores fiscais e o canal de transmissão da política fiscal para a economia. A seção 3 descreve a metodologia econométrica e os dados do trabalho. A seção 4 descreve os resultados e a seção 5 os discute com relação à literatura prévia. A seção 6 conclui.

2. Revisão de literatura

2.1 - Arcabouço Teórico

Os efeitos macroeconômicos de choques de gastos e receitas do governo dependem fundamentalmente de como os agentes suavizam intertemporalmente o consumo e a oferta de trabalho em resposta a variações esperadas da renda (Woodford, 2011). Afinal, diante de um aumento transitório e inesperado da renda, os agentes podem ajustar marginalmente seu comportamento por meio do aumento do consumo ou diminuição das horas trabalhadas (Auclert, Bardóczy e Rognlie, 2020). Consequentemente, fatores que forçam os agentes a se desviarem do comportamento prospectivo característico do agente representativo dos modelos de ciclos reais e neokeynesianos iniciais, como as imperfeições no mercado de crédito, influem diretamente na magnitude dos multiplicadores fiscais. Agentes que têm dificuldades em tomar empréstimos no mercado de modo a suavizar o consumo ao longo do ciclo de vida, a título de ilustração, têm seu horizonte de tempo delimitado, o que aumenta a importância da renda corrente na definição do consumo corrente (Kaplan e Violante, 2014; Bilbiie, 2017) e da oferta de horas trabalhadas (Brinca *et.al*, 2016, Navarro e Ferriere, 2016). Ambos os mecanismos pressupõe desvios da suavização intertemporal perfeita do consumo e do trabalho típica de modelos com agente representativo.

No modelo neoclássico de ciclos reais, por exemplo, os efeitos do aumento dos gastos do governo sobre o produto exigem alta elasticidade intertemporal da oferta de trabalho em relação a variações esperadas da renda futura em termos presentes. Assim, o mecanismo básico de transmissão é indireto: um choque inesperado de gastos do governo requer o aumento da carga tributária e, portanto, induz um efeito riqueza negativo sobre os agentes, o que diminui tanto o consumo como o lazer - isto é, aumenta a oferta de horas trabalhadas e, destarte, o nível do produto (Baxter & King, 1993). Em modelos neokeynesianos com agente representativo, por sua vez, choques de gastos do governo também afetam o nível do produto por meio de seus efeitos intermediários sobre a demanda agregada³. Para que as compras governamentais se traduzam em aumento do consumo privado, entretanto, é necessário que o aumento da demanda por trabalho induzido pelo aumento dos gastos do governo eleve os salários reais, e que o aumento dos salários reais, reciprocamente, aumente o consumo dos

³ Justamente por aumentarem a demanda agregada, choques de gastos do governo em modelos neokeynesianos geram também pressões inflacionárias, o que induz o aumento da taxa real de juros e gera um efeito amortecedor sobre o impacto da política fiscal.

agentes. Ao contrário do modelo de ciclos reais, a introdução de *markups* contra-cíclicos em modelos neokeynesianos possibilita que o aumento da demanda por trabalho eleve salários reais (Mountford e Uhlig, 2009). O aumento dos salários reais, todavia, somente implica aumento do consumo privado na medida em que o efeito substituição (entre consumo e lazer) for maior do que o efeito riqueza negativo ocasionado pelo aumento da carga tributária (Perotti, 2008). Desta forma, mesmo no arcabouço neokeynesiano, a política fiscal em modelos com um agente representativo pode ter efeitos significativamente pequenos (Woodford, 2011).

Em suma, portanto, a substituição intertemporal é o principal mecanismo de transmissão do comportamento microeconômico para os agregados macroeconômicos em modelos de ciclos reais e neokeynesianos com agente representativo (Kaplan e Violante, 2018). A evidência microeconômica de que os agentes suavizam intertemporalmente o consumo e o trabalho nas proporções previstas por esses modelos, entretanto, é fraca (Auclert, Bardóczy e Rognlie, 2020). Kaplan e Violante (2018), a título de ilustração, observam que a evidência empírica sobre a propensão marginal a consumir (PMC) em resposta a choques de gastos do governo não corresponde com o previsto por esses modelos: 1) a PMC de variações pequenas, não esperadas e transitórias na renda é grande, 2) a PMC é maior para variações negativas da renda, 3) a PMC é pequena em resposta a anúncios sobre ganhos de renda futuros e 4) existe substancial heterogeneidade nas PMCs correlacionada ao acesso à liquidez. Alternativamente, a literatura indica que a propensão marginal de rendimentos, qual seja a perda marginal de renda decorrente da redução nas horas trabalhadas após um choque positivo de renda, é demasiado pequena - na faixa entre 0 e 0.04 (Auclert, Bardóczy e Rognlie, 2020).

Campbell e Mankiw (1989), em vista da evidência empírica de que grande parte dos agentes não possui comportamento ricardiano, sugerem o desenvolvimento de modelos com dois tipos de agentes: “*spenders*” (“gastadores”), que consomem sua renda total todos os períodos, e “*savers*” (“poupadores”), que têm acesso aos mercados de crédito e suavizam intertemporalmente o consumo.⁴ A sugestão dos autores é adotada em um modelo neokeynesiano por Gali, López-Salido e Vallés (2007), que mostram que a presença de agentes *hand-to-mouth*, em conjunto com a rigidez nominal de preços, pode implicar que a resposta do consumo agregado a variações nos gastos do governo é positiva. O motivo é que o aumento do consumo desses agentes em resposta ao aumento da renda corrente pode se sobrepor ao efeito riqueza negativo para agentes ricardianos e originar um aumento do consumo agregado, o que gera um multiplicador de consumo positivo. Não somente isso, mas os autores também concluem que o multiplicador fiscal é crescente com a proporção de agentes não ricardianos.

A literatura que se originou dos trabalhos de Campbell e Mankiw (1989) e Gali, López-Salido e Vallés (2007), e passou a incorporar a distinção exógena entre agentes ricardianos e não ricardianos em modelos DSGE, foi denotada por TANK (*Two Agents New Keynesian models*) (Kaplan e Violante, 2018). Recentemente, o desenvolvimento de modelos neokeynesianos com agentes heterogêneos (*Heterogeneous Agent New Keynesian models* - HANK) ampliou as possibilidades de estudar os efeitos da heterogeneidade microeconômica - em fatores como a

⁴ A importância empírica da heterogeneidade entre os agentes pode ser ilustrada pelo fato de que, embora os dois primeiros quintis da distribuição de riqueza líquida dos EUA tivessem, em 2006, patrimônio quase nulo, essas faixas de renda foram responsáveis por 23,7% do total das despesas de consumo naquele ano (Krueger *et al.*, 2016).

renda⁵, riqueza e produtividade - sobre as políticas macroeconômicas e , em especial, sobre a política fiscal (Bilbiie, 2017). Nesses modelos, cada agente soluciona individualmente seu problema de suavizar o consumo ao longo do tempo diante de choques idiossincráticos e não seguráveis de produtividade. Assim, diferentemente dos modelos TANK, os quais estabelecem a proporção de agentes *hand-to-mouth* de forma exógena, os agentes com pouquíssima ou nenhuma riqueza em modelos com agentes heterogêneos variam sua poupança precaucionária em função do aumento ou diminuição do risco de renda a que estão submetidos, e portanto restrições de crédito e comportamento *hand-to-mouth* surgem endogenamente nos modelos (Kaplan e Violante, 2018).

Os efeitos da política fiscal em modelos com agentes heterogêneos diferem daqueles implicados por modelos com agente representativo ao magnificar a importância do aumento do consumo agregado (decorrente de efeitos de equilíbrio geral) em detrimento de efeitos de substituição intertemporal (equilíbrio parcial). Afinal, enquanto o agente representativo é demasiado sensível a variações futuras da renda ou da taxa de juros e praticamente insensível a variações transitórias da renda, o contrário é verdadeiro para agentes que se encontram em “cantos” na restrição orçamentária, como riqueza nula ou limite de endividamento, o que diminui seu horizonte de tempo e aumenta sua propensão marginal a consumir em relação à renda corrente (Kaplan e Violante, 2018). De fato, Kaplan e Violante (2014) mostram, em um arcabouço de equilíbrio parcial com agentes heterogêneos e dois tipos de ativos, que mesmo famílias “ricas” podem recorrer ao comportamento *hand-to-mouth* se a perda de bem-estar de não suavizar intertemporalmente o consumo for menor do que a perda de incorrer constantemente nos custos de transação envolvidos na venda de ativos ilíquidos.⁶ Essa análise é estendida por Kaplan e Violante (2018) para uma estrutura de equilíbrio geral neokeynesiana, em que os autores mostram que essa combinação tem um forte efeito amplificador para os impactos da política fiscal: o aumento da demanda por trabalho eleva os salários reais, o que gera uma resposta forte do consumo agregado por meio da maior propensão marginal a consumir dos agentes e se sobrepõe aos efeitos negativos do aumento da taxa de juros sobre o consumo.

A maior proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito também pode alterar os impactos da política fiscal por meio de seus efeitos sobre a elasticidade da oferta agregada de horas trabalhadas em modelos de ciclos reais com agentes heterogêneos (Brinca *et al.*, 2016; Navarro e Ferriere, 2016, Brinca *et al.*, 2019). Tal qual nos modelos de ciclos reais com um agente representativo, um choque de gastos do governo requer aumento da carga tributária e reduz a renda disponível dos agentes, o que gera um efeito riqueza negativo e estimula o aumento da oferta de trabalho, ampliando, por conseguinte, o nível do produto. Agentes que estão no limite ou próximos do limite de endividamento, entretanto, são mais sensíveis a variações da renda corrente e, portanto, possuem uma resposta mais elástica da oferta de

⁵ De fato, a inclusão do risco de perda de renda e da heterogeneidade de preferências entre os agentes é capaz de reproduzir uma distribuição de Pareto para a riqueza para a economia norte-americana - com cerca de 40% dos agentes concentrados na cauda da distribuição, com patrimônio líquido quase nulo (Krueger *et al.*, 2016).

⁶ Analisando o *Survey of Consumer Finances* de 2001 para os EUA, Kaplan e Violante (2014) mostram que não somente o grosso da riqueza é armazenado em ativos ilíquidos, mas também que dentre 40 a 80% das famílias *hand-to-mouth* americanas (que correspondem entre 17.5% a 35% do total das famílias americanas) são famílias “ricas”.

trabalho quando ocorre uma redução de sua renda disponível (Brinca *et. al*, 2016; Navarro e Ferriere, 2016). Desta feita, entretanto, a estrutura intertemporal da carga tributária também importa: como mostrado por Brinca *et al.* (2019), consolidações fiscais que duram diversos períodos geram queda também da carga tributária futura, e portanto diminuem proporcionalmente mais a oferta de trabalho de agentes ricardianos - que definem a oferta de trabalho como função da renda futura descontada a termos presentes.

É nesse arcabouço teórico que se postula a relação entre a desigualdade e a magnitude dos multiplicadores fiscais. De fato, parte da literatura aponta para uma relação positiva entre a desigualdade de renda e a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito. Por um lado, em economias mais desiguais, uma maior proporção dos agentes não têm a renda necessária (alternativamente, não consegue acumular a riqueza necessária) para adentrar o mercado de crédito. Por outro, a presença de restrições de crédito reforça “armadilhas de pobreza”, em que famílias pobres, a despeito do alto retorno do investimento em seu próprio capital humano, não conseguem obter recursos para investir em sua educação à taxa ótima que iguala seu retorno ao retorno do capital, o que contribui para perpetuar a desigualdade de renda (Piketty, 2000; Galor e Moav, 2004; Beck, Demirgüç-Kunt e Levine, 2007; Braun, Parro e Valenzuela, 2019)⁷. Modelos com agentes heterogêneos, por sua vez, implicam que a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito altera os efeitos da política fiscal tanto por seu efeito sobre a elasticidade da oferta agregada de trabalho (Brinca *et.al*, 2016, Navarro e Ferriere, 2016; Brinca *et.al*, 2019) como por seu efeito sobre a propensão marginal a consumir média da economia (Kaplan e Violante, 2014; Bilbiie, 2017; Auclert, Rognlie e Straub, 2018). Desta forma, a hipótese desse trabalho é que a desigualdade de renda, por meio de sua relação intermediária com a proporção de agentes *hand-to-mouth* na economia, impacta a magnitude dos multiplicadores fiscais.

2.2 - Estimação dos Multiplicadores Fiscais

A maior parte da literatura empírica sobre multiplicadores fiscais se baseia na estimação de séries temporais longas (Blanchard e Perotti, 2002; Mountford e Uhlig, 2009, Barro e Redlick, 2011), de painéis de países (Ilzetzki *et al.*, 2013; Contreras, 2014; Hory, 2016) ou de modelos DSGE (Moura, 2015; Christiano, Elchenbaum e Rebelo, 2011). Nosso trabalho, entretanto, se encontra na intersecção entre a literatura que calcula multiplicadores de gastos regionais, geralmente de estados ou municípios dentro de uma mesma união monetária, cambial e fiscal (Nakamura e Steinsson, 2014; Chodorow-Reich, 2019) e a literatura que calcula os determinantes da magnitude dos multiplicadores fiscais (Ilzetzki, Mendoza e Végh, 2013; Brinca *et al.*, 2016; Holland, Marçal e Prince, 2019). Como observado por Nakamura e Steinsson (2018), embora a estimação de multiplicadores regionais não seja evidência direta de sua magnitude em nível nacional, ela permite validar entre diferentes modelos macroeconômicos em termos de suas implicações relativas para o movimento das variáveis - no nosso caso, a relação entre os multiplicadores fiscais e a desigualdade de renda.

⁷ Parte da literatura, entretanto, diverge ao apontar uma possível relação negativa entre a desigualdade de renda e a proporção de agentes sem acesso ao mercado de crédito (Brinca *et. al*, 2019) ou uma relação condicional à renda per capita de cada país (Fisher, Huerta e Valenzuela, 2019)

O desenvolvimento recente da literatura empírica sobre multiplicadores fiscais se pautou pela tentativa de superar o problema da endogeneidade dos gastos do governo. Os gastos públicos podem variar em função da atividade econômica (ou da expectativa a respeito da atividade econômica) tanto porque existem subcategorias cíclicas de despesas no orçamento (principalmente programas de transferência de renda), como porque medidas fiscais podem ser adotadas discricionariamente como forma de gerenciar o ciclo econômico - estimular a economia em uma recessão, por exemplo. O resultado é que estimadores tradicionais de Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) são viesados (Romer e Romer, 2010). Segundo Perotti (2008), na tentativa de superar o problema da endogenia, a literatura sobre política fiscal se dividiu em duas: a abordagem com *dummy* e a abordagem com SVAR (*Structural Vector Autoregression*). A primeira metodologia utiliza *dummies* para categorizar episódios de variação fiscal específicos que podem ser considerados exógenos após uma análise histórica dos motivos que justificaram sua adoção. Muitos trabalhos utilizam a variação de gastos militares causados por guerras americanas como amostras de variações quase-experimentais na política fiscal (Ramey e Shapiro, 1998; Barro e Redlick, 2011).

A literatura baseada no SVAR, por sua vez, tem por base a contribuição seminal de Blanchard e Perotti (2002), pioneiros na aplicação dessa metodologia para a avaliação da política fiscal. Como notado por Ramey (2019), o modelo SVAR pode ser considerado uma forma de estimação por variáveis instrumentais em que os resíduos da regressão (isto é, os choques primitivos) são utilizados como instrumentos exógenos para as despesas. A hipótese de identificação de Blanchard e Perotti se baseia na observação institucional de que a letargia do processo legislativo impede que os gastos do governo reajam no mesmo trimestre a variações no nível da atividade econômica e, portanto, a elasticidade trimestral dos gastos com relação ao PIB é nula. Os autores estimam um modelo SVAR para dados estadunidenses com PIB, despesas e impostos, compreendendo o período pós segunda guerra mundial (1947:1-1997:4), e concluem que o multiplicador dos gastos é positivo e o dos impostos negativo. Além disso, o consumo privado aumenta e o investimento privado cai em resposta ao aumento dos gastos do governo.

Embora Mountford e Uhlig (2009) tenham alcançado a identificação em um SVAR por uma abordagem de identificação de sinais, a hipótese de identificação de Blanchard e Perotti (2002) - que requer dados trimestrais - se tornou dominante nesta literatura. De fato, a maioria dos trabalhos de estimação de multiplicadores fiscais com dados brasileiros utiliza modelos SVAR, seja em sua versão original (Matheson e Pereira, 2016) ou em sua versão não-linear, de modo a calcular o multiplicador condicionado ao ciclo econômico (Pires, 2014; Orair, Siqueira e Gobetti, 2016; Grudtner e Aragon, 2017; Castelo-Branco, Lima e Paula, 2017). Recentemente, o Método da Projeção Local de Jordá (Jordá, 2005) foi incorporado ao arcabouço de estimação de séries temporais, sendo aplicado para dados brasileiros por Alves, Rocha e Gobetti (2019) e Holland, Marçal e Prince (2019).

O problema da endogenia também pode ser corrigido pelo tratamento prévio dos dados, seja pelo ajuste cíclico⁸ ou pelo método narrativo. O método narrativo foi inaugurado pelo artigo de Romer & Romer (2010), que analisou atas, discursos e relatórios históricos para classificar

⁸ Uma metodologia recente aplicada para o Brasil está explicitada em Gobetti (2018).

todos os episódios de mudanças de impostos na história americana segundo sua endogeneidade ou exogeneidade. As mudanças de impostos possuem quatro motivos principais: contrabalançar outros choques econômicos na economia, pagar por aumentos nos gastos do governo, lidar com um déficit orçamentário herdado ou promover o crescimento no longo prazo. Apenas os dois últimos motivos podem ser considerados estritamente exógenos. Ao contrário da abordagem com *dummy*, portanto, apenas choques exógenos são incluídos dentre os dados, sem a necessidade de categorizá-los dentro do modelo. O método narrativo se tornou dominante na literatura para a estimação de multiplicadores de impostos, gerando multiplicadores significativamente maiores do que os calculados por SVAR, de magnitude na faixa entre -2 e -3 (Ramey, 2019), sendo estendido, a título de ilustração, a uma abordagem conjunta com SVAR por Mertens e Ravn (2013) e à estimação de planos fiscais multi-anuais por Alesina, Favero e Giavazzi (2015).

Enquanto os artigos iniciais da literatura se preocuparam com a estimação *per se* dos multiplicadores fiscais, trabalhos posteriores procuraram estudar a relação entre a magnitude dos multiplicadores e outras variáveis macroeconômicas. Ilzetzki, Mendoza e Végh (2013), Contreras e Battelle (2014) e Hory (2016), por exemplo, utilizam painéis de dados trimestrais de países para estimar SVARs em painel e concluem que o multiplicador é maior para países menos endividados, mais fechados, com sistemas financeiros mais desenvolvidos, com maior taxa de desemprego e que adotam regime de câmbio fixo. As conclusões sobre a influência do grau de desenvolvimento para a magnitude dos multiplicadores divergem: enquanto Ilzetzki, Mendoza e Végh (2013) e Hory (2016) concluem que os multiplicadores são maiores para países desenvolvidos, Contreras e Battelle (2014) estimam que o contrário é verdadeiro. Face às restrições na disponibilidade de dados de qualidade com a frequência trimestral necessária à hipótese de identificação de Blanchard e Perotti (2002) para o SVAR, outros artigos utilizam bases de dados anuais de países para estimar também a relação entre os efeitos recessivos de planos de ajuste fiscal e seu financiamento em termos da elevação de impostos ou da dívida pública (Alesina, Favero e Giavazzi, 2015; Yang, Fidrmuc e Ghosh, 2015). Ambos os trabalhos concluem que consolidações fiscais baseadas no corte de gastos geram recessões menores e de menor duração do que aquelas baseadas na elevação da carga tributária.

Recentemente, por outro lado, artigos têm utilizado dados de cortes seccionais ou em painel de municípios e estados de uma mesma união monetária, cambial e fiscal para estimar a magnitude dos multiplicadores. Essa literatura se baseia na identificação de variações relativas quase-experimentais de gastos (não correlacionadas à atividade econômica) entre diferentes regiões, o que permite o cálculo dos multiplicadores por um estimador de MQO em 2 estágios (Chodorow-Reich, 2020). Por um lado, a inclusão de efeitos fixos de tempo no modelo absorve choques agregados comuns a todos os estados - incluindo efeitos macroeconômicos em escala nacional decorrentes do aumento dos gastos estaduais, como a variação das políticas monetária e tributária do governo federal (Nakamura e Steinsson, 2018). Por outro, como os estados em geral são mais abertos do que o governo federal, seus multiplicadores também são menores do que os de uma economia hipoteticamente fechada. Desta forma, embora não se possa inferir diretamente a magnitude dos multiplicadores agregados a partir dos multiplicadores regionais, esses proveem um limite inferior teórico para o multiplicador

agregado e financiado por déficit⁹ de uma economia fechada e sem resposta da política monetária (Chodorow-Reich, 2019).

Nakamura e Steinsson (2014), por exemplo, estimam os multiplicadores dos gastos militares do governo federal em estados americanos em um painel de dados anuais de 1966 a 2006, utilizando a diferença relativa no aumento desses gastos entre diferentes estados para construir variáveis instrumentais no MQO de 2 estágios. Os multiplicadores são estimados entre 1.4 e 1.9 para o modelo com o PIB e 1.3 e 1.8 para o modelo com o emprego como variável dependente. O efeito dos gastos sobre a inflação não é estatisticamente diferente de zero e os resultados são robustos à inclusão de controles como o preço do petróleo e a taxa de juros. Chodorow-Reich (2019), por sua vez, estima os efeitos dos gastos do ARRA (*American Recovery and Reinvestment Act*) durante 2009 e 2010, usando como IV's fórmulas de gastos que foram distribuídos entre os estados de forma não correlacionada com a atividade econômica. Os resultados indicam que um aumento de gastos de \$100.000 do ARRA em um estado gerou um aumento relativo de 2,01 empregos em relação aos outros estados. O multiplicador do produto é calculado em cerca de 1.53. Por fim, Corbi *et al.* (2018) estimam um modelo 'fuzzy' *Regression Discontinuity Design* por MQO em 2 estágios para avaliar os efeitos das transferências do governo federal brasileiro para 3279 municípios entre 1999 e 2014, utilizando variações exógenas nessas transferências identificadas na vizinhança de mudanças abruptas das categorias populacionais dos municípios. O artigo conclui que o aumento dos gastos do governo implica um aumento significativo dos empregos no setor formal, estimula a entrada de firmas no mercado, não afeta os salários reais e é mais potente no setor de serviços e em municípios menos desenvolvidos financeiramente, o que gera multiplicadores do produto entre 1.3 e 2.

2.3 Multiplicadores Fiscais e Desigualdade de Renda: Evidência Empírica

Samanta e Cerf (2009) foi o primeiro artigo, a nosso conhecimento, a avaliar a importância da desigualdade de renda para a magnitude dos impactos da política fiscal. O artigo utiliza um painel anual de 10 países em desenvolvimento ou em transição para o período entre 1991 e 2003. A variável dependente é o produto interno bruto real, enquanto as variáveis explicativas incluem a população, a taxa de desemprego, o nível de produção industrial, as despesas totais, o coeficiente de Gini e uma variável interativa entre as despesas totais e o coeficiente de Gini. São estimados modelos de MQO empilhado, MQO em dois estágios, painel com efeitos fixos e painel com efeitos aleatórios. O valor da variável interativa é negativo em todos os casos, indicando que a maior desigualdade de renda diminui a magnitude dos multiplicadores fiscais.

Brinca *et al.* (2016) utilizam a base de dados com países da OCDE de Ilzetzki *et al.* (2013) para avaliar a correlação entre o multiplicador fiscal e a desigualdade de riqueza, cuja métrica em seu artigo é o Índice de Gini. Os autores primeiro estimam SVARs separados para duas subamostras (países com Gini acima da média e países com Gini abaixo da média), concluindo que o multiplicador para países com maior desigualdade é maior. Estimam, em seguida, um

⁹ Chodorow-Reich (2019) considera gastos nos estados financiados externamente pelo governo federal, o que aliviaria o efeito riqueza negativo sobre os agentes do próprio estado. Esse não é o caso do nosso painel de dados, onde usamos as despesas estaduais financiadas localmente.

SVAR em painel - com PIB, consumo do governo, a razão da conta corrente em relação ao PIB e a taxa de câmbio real - para calcular os multiplicadores fiscais por país. Finalmente, uma regressão dos multiplicadores encontrados contra o índice de Gini e o PIB per capita resulta em uma associação positiva entre a desigualdade e a magnitude dos multiplicadores.

Em artigo posterior, Brinca *et al.* (2019), além de replicarem a análise de dados utilizando a base de Ilzetzki *et al.* (2013), também reproduzem a análise usando dados e metodologias similares às de outros dois artigos: Blanchard e Leigh (2013) e Alesina *et al.* (2015a). O objetivo, desta vez, é avaliar a correlação entre a desigualdade de renda (com diversas métricas, dentre elas o Índice de Gini, construídas para 26 países europeus utilizando o *European Union Statistics on Income and Living Conditions*) e os efeitos recessivos de consolidações fiscais.

O primeiro trabalho replicado é o de Blanchard e Leigh (2013). No artigo original, os autores fizeram uma regressão com dados de cortes seccionais dos erros de previsão do crescimento do PIB em países europeus contra as mudanças planejadas no resultado fiscal estrutural para os anos de 2010 e 2011, e interpretaram os coeficientes negativos como indicativos de que os multiplicadores foram maiores do que o esperado nas contrações fiscais. Brinca *et al.* (2019) reproduzem as regressões incluindo a desigualdade de renda e uma variável interativa entre a desigualdade e os episódios de contração fiscal dentre os regressores (a desigualdade é incluída com defasagem de um período, de modo a evitar a endogeneidade). Os autores concluem que o aumento da desigualdade implica erros da previsão da queda do PIB maiores - o que pode ser interpretado como a ampliação do efeito recessivo da contração fiscal em países com maior desigualdade. De fato, um aumento de um desvio padrão na proporção da renda detida pelos 10% no topo da distribuição em relação aos 10% da base leva a uma subestimação de 66% dos multiplicadores em relação a um país com a consolidação fiscal média.

Em seguida, Brinca *et al.* (2019) usam os dados de Alesina *et al.* (2015a) de consolidações fiscais em 12 países europeus entre 1978 e 2013, os quais foram construídos segundo a metodologia narrativa de Romer e Romer (2010). No trabalho original de Alesina *et al.* (2015a), as consolidações fiscais são medidas como as variações esperadas da receita advindas de mudanças na legislação tributária e como desvios dos gastos em relação aos gastos esperados na ausência das mudanças. As regressões são replicadas com a inclusão da desigualdade e da variável interativa da desigualdade tanto com os choques fiscais esperados como com os choques inesperados (novamente, a medida de desigualdade é defasada em um ano para evitar problemas de determinação simultânea com o PIB). Apenas a variável interativa com choques não antecipados é significativa, mostrando que um aumento de um desvio padrão na razão entre a renda dos 25% do topo da distribuição em relação aos 25% da base aumenta os multiplicadores de choques não antecipados em 240% em relação à contração fiscal não esperada média.

A relação entre a desigualdade e os multiplicadores também foi encontrada de forma indireta por Navarro e Ferriere (2016), que estimam como a magnitude dos multiplicadores fiscais depende da progressividade dos tributos utilizados para financiar a política fiscal. Para isso, os autores constroem uma série da progressividade dos impostos diretos dos EUA entre 1913 e 2012, e estimam um modelo de Método da Projeção Local de Jordá (2005) com dois

estágios (progressivo e regressivo), utilizando como variáveis instrumentais as inovações dos gastos do governo (como Blanchard e Perotti (2002)) e uma variável de notícias de gastos com defesa (como Ramey (2011)). O multiplicador fiscal é positivo apenas quando financiado por impostos progressivos, com um multiplicador acumulado entre 0.8 e 1 após 3 anos. Se os impostos não são progressivos, os multiplicadores são inicialmente negativos e praticamente nulos após 3 anos.

Outros trabalhos, por fim, estudam a relação da desigualdade de renda com variáveis como o consumo, a taxa de juros e a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito. Em particular, Rhee (2018) conclui que a propensão marginal a consumir é maior em países mais desiguais, Miranda-Pinto *et al.* (2020) mostram que a resposta da taxa de juros a aumentos dos gastos do governo é menor para países com maior desigualdade de renda e Corbi, Papaioannou e Surico (2018) mostram que a potência da política fiscal em seu painel de municípios brasileiros é menor em municípios mais desenvolvidos financeiramente, com menor volume de crédito, presença de agências bancárias e renda per capita, todas *proxies* para a quantidade de agentes sem acesso aos mercados de crédito.

A evidência empírica de que a desigualdade (de renda ou riqueza) está de fato correlacionada com a magnitude dos multiplicadores fiscais, portanto, é ainda escassa - ainda mais quando se considera a validação empírica dos mecanismos teóricos por trás desta relação. Além disso, nenhum trabalho brasileiro, a nosso conhecimento, considerou a desigualdade de renda ou de riqueza como variável determinante da magnitude dos multiplicadores fiscais. Nosso trabalho, portanto, busca suprir esta lacuna da literatura testando duas hipóteses:

H1) A desigualdade de renda impacta a magnitude dos multiplicadores fiscais, e

H2) A relação entre a desigualdade de renda e os multiplicadores fiscais é mediada pela relação intermediária entre a desigualdade de renda e a proporção de agentes *hand-to-mouth* na economia.

3. Metodologia

3.1 Dados

Nossa base principal compreende um painel não balanceado com dados sobre as finanças públicas (despesas estaduais totais empenhadas e receitas estaduais totais), Índice de Gini e variáveis de controle para 27 unidades federativas brasileiras no período entre 2002 e 2017. As variáveis de controle incluem a produtividade do trabalho regional, a taxa de mortalidade infantil, o tamanho da população e o grau de abertura da economia. Além disso, utilizamos três *proxies* para a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito: o volume de crédito para a pessoa física, a taxa de inadimplência da pessoa física e a proporção de vínculos empregatícios com carteira de trabalho. Nos testes de robustez, por fim, utilizamos a taxa de desocupação e a taxa de escolarização. Nosso painel final tem 27 unidades de observação para 15 anos (excetuado 2010), totalizando 405 observações.

Tabela 1: Estatísticas Descritivas

	Observações	Média	Mediana	Máximo	Mínimo	Desvio padrão
População	432	7,091,114.000	3,584,526	44,749,699	346,871	8,358,839.000
Gini	432	0.515	0.514	0.636	0.408	0.040
Receitas Totais	432	19,626,050,865.000	9,660,325,585.000	232,822,496,567.000	758,955,724	30,964,458,174.000
PIB	432	143,383,102,873.000	54,807,527,500	2,119,854,035,000	2,392,033,000	273,114,090,069.000
Mortalidade Infantil	432	0.016	0.016	0.030	0.009	0.004
Despesas Totais	432	17,147,348,762.000	8,695,859,586.000	186,386,071,040.000	639,512,701	26,651,457,485.000
Taxa de Inadimplência	378	5.086	4.810	12.192	2.393	1.630
Empregos Formais	351	50.162	49.040	76.600	18.380	12.504
Crédito pessoa física	378	189,559,396,575.000	83,259,547,351.000	2,156,910,474,582.000	1,723,539,857	318,189,575,845.000
Crédito	378	347,582,678,087.000	113,202,416,004	5,116,985,312,562	2,757,098,330	696,647,287,505.000
Escolarização	378	83.166	83.345	92.100	71.800	3.806
Desocupação	324	8.721	8.674	17.750	1.826	3.050
Grau de abertura	432	15.542	13.359	58.627	0.316	12.477
Produtividade	432	21,547.830	19,088.890	32,957.690	12,027.880	6,843.436

Diversos trabalhos empíricos (Ilzetzki *et al.*, 2013; Contreras e Battelle, 2014; Hory, 2016) consideram o grau de abertura um determinante importante da magnitude dos multiplicadores, por calibrar o quanto do aumento do consumo privado decorrente de um choque de gastos é despendido em importações em detrimento dos produtos nacionais. A inclusão das receitas totais na regressão permite controlar pela forma de financiamento das despesas sobre seu impacto multiplicador (Baxter e King, 1993; Auclert, Rognlie e Straub, 2018). Além disso, dada a vinculação constitucional de grande parte das despesas estaduais às receitas auferidas (Bassi, 2019), as receitas totais podem ser consideradas um dos principais determinantes cíclicos das variações das despesas a nível estadual. Trabalhos com SVAR, ademais,

geralmente incluem as receitas totais na especificação do modelo (Blanchard e Perotti, 2002; Mountford e Uhlig, 2009; Orair, Siqueira e Gobetti, 2016). A inclusão da população dentre os regressores é uma forma de controlar pelos movimentos populacionais entre os estados potencialmente induzidos pelos choques de despesas (Nakamura e Steinsson, 2014; Chodorow-Reich, 2019). Por fim, a taxa de desocupação (utilizada nos testes de robustez) é comumente utilizada na literatura como uma *proxy* para o estágio do ciclo econômico, que pode impactar a magnitude dos multiplicadores (Samanta e Cerf, 2009; Hory, 2016; Nakamura e Steinsson, 2018).

A limitação na disponibilidade de dados de qualidade a nível estadual para o período de análise considerado, assim como a dimensão regional do painel, nos impedem de incluir outros controles normalmente utilizados pela literatura (taxa de juros, taxa de câmbio real, inflação, salários reais, consumo e investimento privados) (Mountford e Uhlig, 2009; Contreras e Battelle, 2014; Holland, Marçal e Prince, 2019). Adicionamos no modelo, portanto, a produtividade regional e a taxa de mortalidade infantil - controles díspares em relação à literatura. A taxa de mortalidade infantil pode ser considerada uma *proxy* para a qualidade institucional e dos serviços básicos prestados à população (mormente saúde) em cada estado. A produtividade do trabalho, por sua vez, é um dos principais determinantes do produto agregado, e sua inclusão dentre os regressores permite controlar pelo crescimento econômico devido a avanços tecnológicos e institucionais. Nos testes de robustez, incluímos adicionalmente a taxa de escolarização das pessoas de 15 a 17 anos, disponível a partir de 2003.

Os dados sobre a população, as despesas totais e as receitas totais de cada unidade federativa foram extraídos da Secretaria do Tesouro Nacional (Siconfi). Agregamos três séries para o Índice de Gini: para 2002 e 2003, utilizamos o Índice de Gini da distribuição do rendimento mensal de todos os trabalhos das pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas com rendimento de trabalho (obtida da PNAD - Pesquisa Nacional por Amostra de Domicílios); entre 2004 e 2015, utilizamos o Índice de Gini da distribuição do rendimento mensal das pessoas de 15 anos ou mais de idade, com rendimento (também coletado na PNAD); e, para 2016 e 2017, utilizamos o Índice de Gini do rendimento médio mensal real das pessoas de 14 anos ou mais de idade, efetivamente recebido no mês de referência, em todos os trabalhos (obtido da PNAD Contínua). O Índice de Gini para 2010 não está disponível na PNAD, dado que a pesquisa foi interrompida nesse ano para a implementação do Censo de 2010. Embora exista o Índice de Gini para 2010 calculado pelo Censo (Índice de Gini da distribuição do rendimento nominal mensal de todos os trabalhos das pessoas de 10 anos ou mais de idade, ocupadas na semana de referência, com rendimento de trabalho), ele destoa do restante da série e, portanto, foi retirado na especificação principal do modelo. Nos testes de robustez testamos o modelo incluindo o Índice de Gini para 2010.

O Produto Interno Bruto (PIB) foi extraído do IBGE. O Indicador Regional de Produtividade do Trabalho foi obtido da base de dados de Veloso (2019). Como não existe, a nosso conhecimento, uma série da produtividade do trabalho desagregada a nível estadual, utilizamos para cada estado o valor de produtividade para a sua região. Os dados sobre a taxa de mortalidade infantil por estado foram obtidos do DataSus. Dados sobre as exportações e importações estaduais, mensurados em dólares, foram coletados na Secex (Secretaria de

Comércio Exterior). A conversão do valor das exportações e importações para reais foi feita utilizando a taxa de câmbio comercial para venda do real pelo dólar americano, com frequência anual, obtida do IPEA. Nós calculamos o grau de abertura, por ano e para cada estado, a partir da soma das importações e exportações como proporção do PIB. A taxa de escolarização das pessoas de 15 a 17 anos foi obtida da PNAD (entre 2003 e 2015) e da PNAD Contínua (2016 e 2017). Por fim, a taxa de desocupação das pessoas de 10 anos ou mais de idade foi obtida da PNAD (entre 2005 e 2015) e da PNAD Contínua (2016 e 2017).

Utilizamos como *proxies* para a proporção de agentes sem acesso ao mercado de crédito a taxa de inadimplência da pessoa física, o saldo das operações de crédito, o saldo das operações de crédito para a pessoa física e a proporção de vínculos empregatícios formais. A taxa de inadimplência da pessoa física, com frequência mensal, foi obtida do site do Banco Central do Brasil (BCB). Anualizamos a série fazendo a média da taxa para cada estado e ano. As séries de saldos de crédito total e para a pessoa física também foram obtidas no site do BCB com frequência mensal, e o valor utilizado na análise é a soma do volume de crédito para cada estado e ano. Todas as séries do BCB estão disponíveis apenas a partir de 2004. Por fim, a proporção de trabalhadores com carteira de trabalho assinada foi obtida do IBGE, com frequência anual e dados faltantes para 2010, 2016 e 2017.

3.2. Multiplicadores Fiscais

Multiplicadores fiscais são definidos como a derivada do produto em relação às despesas (ou receitas) governamentais (Pires, 2014). Isto é,

$$\text{Multiplicador Fiscal}_i = \Delta Y_{it} / \Delta G_{it}$$

onde os subscritos $i = 1, 2, \dots, 27$ e $t = 1, 2, \dots, 15$ denotam a unidade federativa e os anos de 2002 a 2017, respectivamente; Y_t é o PIB estadual; e G_t é o gasto público estadual. Aplicando uma transformação logarítmica sobre as variáveis de interesse, pode-se obter o multiplicador a partir da multiplicação da elasticidade obtida pela razão média entre Y_t e G_t na amostra (Ramey, 2019):

$$\log Y_t = \beta_0 + \beta_1 \log G_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Onde $\beta_0, \beta_1 > 0$ são constantes e ε_t é o termo de erro. De β_1 , obtém-se a elasticidade do produto em relação aos gastos do governo:

$$\beta_1 = (\Delta Y_t / \Delta G_t)(G_t / Y_t)$$

Donde:

$$\text{Multiplicador Fiscal} = \Delta Y_t / \Delta G_t = \beta_1 (Y_t / G_t) \quad (2)$$

3.3 Metodología Empírica

Nós utilizamos um painel de 27 estados brasileiros, com frequência anual de 2002 a 2017, com exceção de 2010. Estimamos um modelo em painel com efeitos fixos:

$$\log Y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \log DT_{it} + \beta_2 Gini_{it} + \beta_3 (\log DT_{it} * Gini_{it}) + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

em que DT_{it} denota as despesas totais; $Gini_{it}$ se refere ao Índice de Gini da distribuição de renda e X_{it} é um vetor de covariáveis (taxa de mortalidade infantil, grau de abertura, log da produtividade do trabalho regional, log das receitas estaduais totais e log da população). A inclusão de efeitos individuais α_i permite controlar pela heterogeneidade não observável e invariante entre os estados - por exemplo, características culturais e regionais invariantes com o tempo. A inclusão de efeitos fixos de tempo γ_t , por sua vez, não somente controla por tendências temporais das variáveis do modelo, mas também permite isolar os efeitos de choques agregados comuns a todos os estados, como o comportamento da política monetária e as variações da política tributária a nível do governo federal (Nakamura e Steinsson, 2014; Chodorow-Reich, 2019).

Um dos principais problemas numa regressão da forma (3) é a possível correlação das despesas e do Índice de Gini com os resíduos ε_{it} , o que resulta em estimadores viesados (Romer e Romer, 2010). A endogeneidade das despesas pode surgir tanto pela determinação simultânea entre as despesas e o PIB - dado que os gastos públicos podem reagir ciclicamente ou discricionariamente à atividade econômica - como pela presença de variáveis não observadas que sejam correlacionadas com o PIB e as despesas totais. O último problema é aliviado pela dimensão regional do painel e pela inclusão de efeitos fixos de tempo, os quais absorvem choques não observados que afetem conjuntamente todos os estados (Nakamura e Steinsson, 2018).

A variação cíclica e discricionária das despesas em resposta ao ciclo econômico demanda maior cuidado. Nos baseamos, primeiro, na observação de que a estrutura institucional do orçamento no Brasil é extremamente rígida: não somente a quase totalidade das despesas é de execução obrigatória, mas também grande parte dessas despesas obrigatórias é vinculada constitucionalmente às receitas auferidas (Giacomoni, 2011), sendo o espaço de manobra para o gestor público a pequena proporção de despesas discricionárias dentre as despesas totais. Em outras palavras, a obrigatoriedade e vinculação da maior parte do orçamento limitam o espaço para a adoção discricionária de políticas de estímulo a nível estadual. Pode ser argumentado que se tornou corrente a aprovação de medidas desvinculatórias de gastos como forma de flexibilização do orçamento. Entretanto, como observado por Bassi (2019), mesmo quando ausente a vinculação das receitas, a obrigatoriedade do empenho das despesas em determinadas subcategorias continua sendo uma obrigação regida constitucionalmente. Desta forma, a maior parte das despesas estaduais possui uma trajetória de crescimento que pode ser considerada exógena e com elevado grau de persistência, cujo componente cíclico pode ser corrigido quase totalmente pela inclusão das receitas totais e da taxa de desocupação

dentre os regressores¹⁰. A principal hipótese de nosso trabalho, portanto, é que, condicionados às receitas totais e às outras variáveis do modelo, as despesas estaduais podem ser consideradas exógenas a nível estadual (a menos da correlação com os efeitos fixos individuais para cada estado). Nossa especificação principal, portanto, é a estimação da equação (3) por efeitos fixos.

Para evitar o problema da endogeneidade da desigualdade de renda, Brinca *et al.* (2019) utilizam o Gini defasado em um período, procedimento que replicamos na segunda especificação, a título de comparação:

$$\log Y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \log DT_{it} + \beta_2 Gini_{it-1} + \beta_3 (\log DT_{it} * Gini_{it-1}) + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

Finalmente, pode ser argumentado que, a despeito do elevado grau de rigidez orçamentária e da dificuldade do corte de gastos obrigatórios, ainda há espaço para a atuação da política fiscal de forma anti-cíclica nos estados por meio da aprovação de projetos de estímulo econômico focados nas despesas discricionárias. Se, por um lado, é verdade que o governador e as assembleias legislativas podem elevar as despesas discricionárias para atenuar o ciclo econômico, por outro as despesas do ano anterior proveem uma efetiva cota inferior aos gastos - dada a quase impossibilidade política de conter o crescimento dos gastos obrigatórios. Em outras palavras, as despesas obrigatórias - o grosso das despesas totais - apresentam alto grau de persistência, e portanto as despesas totais defasadas em um período proveem um instrumento natural para as despesas totais, com menor probabilidade de variar discricionariamente em resposta à atividade econômica no período t . Em nossa terceira especificação, portanto, testamos o modelo com ambas as variáveis de despesas e desigualdade de renda defasadas em um período:

$$\log Y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \log DT_{it-1} + \beta_2 Gini_{it-1} + \beta_3 (\log DT_{it-1} * Gini_{it-1}) + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

A inclusão da população entre as covariáveis tem por propósito controlar pelos movimentos populacionais entre estados potencialmente induzidos pelos choques de gastos (Nakamura e Steinsson, 2014). No entanto, como os dados sobre população por estado são projeções, seu uso pode gerar resultados distorcidos e enviesados. A inclusão das receitas totais, por sua vez, tem por função controlar por ambos o componente cíclico e a forma de financiamento das despesas estaduais. No entanto, o custo do controle da endogeneidade por meio da inclusão das receitas pode ser o significativo aumento da multicolinearidade do modelo, o que pode aumentar em demasia a variância dos estimadores. Para cada especificação, portanto, reportamos o modelo com todas as variáveis, o modelo sem a população dentre os regressores e o modelo sem as receitas totais dentre os regressores.

Por fim, estimamos a relação entre os multiplicadores fiscais e a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito estimando por efeitos fixos variantes da equação

¹⁰ Na especificação principal, incluímos apenas as receitas totais dentre os regressores. Nos testes de robustez incluímos, adicionalmente, a taxa de desocupação.

$$\log Y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \beta_1 \log DT_{it-1} + \beta_2 Prop + \beta_3 (\log DT_{it-1} * Prop) + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Em que *Prop* é uma *proxy* para a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito.

4. Resultados

Os principais modelos analisados são as especificações (3), (4) e (5) apresentadas na seção anterior, as quais estimamos pelo estimador de efeitos fixos. Testamos estimadores alternativos de MQO empilhado e painel com efeitos aleatórios. Os testes LM, F e de Wooldridge, entretanto, rejeitaram a hipótese nula de efeitos individuais não significativos, enquanto o teste de Hausman rejeitou a hipótese nula de similaridade entre os modelos de efeitos fixos e efeitos aleatórios, sugerindo que o modelo de efeitos fixos é o mais adequado. Para o modelo em efeitos fixos, o teste de Wooldridge para erros AR-1 rejeitou a hipótese nula de erros idiossincráticos não autocorrelacionados, enquanto testes Breusch-Pagan rejeitaram a hipótese nula de homocedasticidade. O teste de primeiras diferenças de Wooldridge para erros autoregressivos de ordem um indicou que a autocorrelação serial enfraquece após tomar primeiras diferenças (p-valor = 0,07514), indicando que a eficiência do modelo em primeiras diferenças é potencialmente maior do que a do modelo de efeitos fixos. Como o modelo em primeiras diferenças não permite a inclusão de efeitos fixos de tempo, contudo, optamos por utilizar o estimador de efeitos fixos e corrigir pela heterocedasticidade e pela autocorrelação serial dos resíduos com uma matriz robusta.

Tabela 2: Resultados Principais

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	log(PIB)		Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
					Modelo 5	Modelo 6			
log(DT t)	0.027 (0.087)	0.007 (0.084)	0.147* (0.079)	-0.001 (0.064)	-0.030 (0.058)	0.124* (0.067)			
Gini t	-4.447* (2.316)	-5.304** (2.169)	-4.367* (2.510)						
log(DT t) * Gini t	0.173* (0.104)	0.214** (0.097)	0.165 (0.112)						
log(DT t-1)							-0.006 (0.057)	-0.028 (0.054)	0.071 (0.064)
Gini t-1				-3.822* (2.009)	-5.164*** (1.740)	-4.563** (2.226)	-4.009** (1.868)	-5.154*** (1.524)	-5.103*** (1.820)
log(DT t) * Gini t-1				0.146 (0.091)	0.210*** (0.078)	0.175* (0.101)			
log(DT t-1) * Gini t-1							0.156* (0.085)	0.210*** (0.068)	0.200** (0.084)
Mortinf t	1.259 (1.896)	1.995 (1.868)	0.815 (1.956)	-0.699 (1.814)	0.036 (2.007)	0.149 (1.996)	-0.912 (1.759)	-0.289 (1.906)	0.258 (1.858)
log(Prod t)	0.188* (0.104)	0.161* (0.095)	0.183 (0.114)	0.214** (0.096)	0.170* (0.088)	0.229** (0.107)	0.213** (0.096)	0.173** (0.087)	0.284*** (0.109)
Abertura t	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003** (0.001)	0.004** (0.001)	0.004*** (0.002)
log(Pop t)	0.156* (0.084)		0.212*** (0.076)	0.207** (0.090)		0.252*** (0.086)	0.184* (0.094)		0.243** (0.099)
log(RT t)	0.184*** (0.050)	0.192*** (0.049)		0.251*** (0.039)	0.257*** (0.038)		0.274*** (0.044)	0.279*** (0.044)	

Notas: Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos (1), (2) e (3) se referem à equação (3), os modelos (4), (5) e (6) à equação (4) e os modelos (7), (8) e (9) à equação (5).

A Tabela (2) contém os resultados das especificações das equações (3), (4) e (5) do modelo. A especificação da equação (3) (Modelos 1, 2 e 3) utiliza os valores correntes das despesas totais e do Índice de Gini, o que pode potencialmente aumentar o grau de correlação das covariáveis com os resíduos. A especificação da equação (4) (Modelos 4, 5 e 6), por sua vez, utiliza o Índice de Gini defasado em um período, enquanto a especificação a partir da equação (5) (Modelos 7, 8 e 9) utiliza ambos o Índice de Gini e as despesas totais defasados em um período.

Na tabela (1) é possível observar que o coeficiente da variável interativa entre as despesas totais e o Índice de Gini foi positivo e significativo em todos os modelos, com exceção dos modelos 3 e 4. A variável de despesas totais, por sua vez, foi positiva e significativa apenas nos modelos 3 e 6, ou seja, nos modelos com as especificações (3) e (4) sem a inclusão das receitas totais. A produtividade regional, o grau de abertura do estado, o tamanho da população e as receitas totais apresentaram sinal positivo e significativo na maioria dos modelos, enquanto a desigualdade de renda aparenta possuir uma correlação negativa com o crescimento econômico.

Tabela 3: Resultados com dummy

	log(PIB)								
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
log(DT t)	0.101*	0.101**	0.239***	0.057	0.058	0.216***			
	(0.052)	(0.051)	(0.036)	(0.042)	(0.041)	(0.039)			
dummy	-0.276*	-0.307**	-0.228						
	(0.146)	(0.138)	(0.157)						
log(DT t) * dummy	0.011*	0.012**	0.009						
	(0.006)	(0.006)	(0.007)						
log(DT t-1)							0.071*	0.075*	0.179***
							(0.039)	(0.039)	(0.041)
dummy t-1				-0.296**	-0.344***	-0.349**	-0.307**	-0.346***	-0.396***
				(0.127)	(0.110)	(0.137)	(0.122)	(0.103)	(0.128)
log(DT t) * dummy t-1				0.012**	0.014***	0.014**			
				(0.006)	(0.005)	(0.006)			
log(DT t-1) * dummy t-1							0.012**	0.014***	0.016***
							(0.005)	(0.005)	(0.006)
Mortinf t	0.874	1.478	-0.049	-1.016	-0.404	-0.406	-1.195	-0.702	-0.292
	(1.757)	(1.598)	(1.728)	(1.723)	(1.781)	(1.954)	(1.712)	(1.739)	(1.912)
log(Prod t)	0.203**	0.186**	0.196**	0.221**	0.195**	0.238**	0.216**	0.194**	0.292***
	(0.091)	(0.082)	(0.098)	(0.094)	(0.086)	(0.101)	(0.094)	(0.086)	(0.108)
Abertura t	0.003**	0.003**	0.004***	0.004**	0.004**	0.005***	0.004**	0.004**	0.005***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.002)	(0.002)
log(Pop t)	0.112		0.166**	0.130*		0.159**	0.108		0.146*
	(0.090)		(0.080)	(0.077)		(0.068)	(0.082)		(0.086)
log(RT)	0.218***	0.223***		0.288***	0.290***		0.299***	0.301***	
	(0.051)	(0.050)		(0.039)	(0.038)		(0.042)	(0.042)	

Notas: Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos (1), (2) e (3) se referem à equação (3), os modelos (4), (5) e (6) à equação (4) e os modelos (7), (8) e (9) à equação (5). A dummy adquire valor 1 se o Índice de Gini para o estado i no período t for maior ou igual ao Índice de Gini médio de toda a amostra para todo o período.

Para facilitar a interpretação dos resultados, reportamos na tabela (3) os resultados dos modelos com o uso de uma *dummy* para estados desiguais. Em particular, a *dummy* adquire

valor 1 se o Índice de Gini do estado para aquele ano for maior ou igual à média do Gini para todos os estados e anos durante o período de análise (2002-17, excetuado 2010), e é nula caso contrário. Na maioria dos modelos, os coeficientes das despesas totais e da interação entre as despesas totais e o Gini apresentaram sinal positivo e foram significativos. As exceções, nesse caso, foram o modelo 3, em que a variável interativa não foi significativa, e os modelos 4 e 5, em que as despesas totais não foram significativas. Os resultados, portanto, indicam que os impactos da política fiscal são maiores em estados com maior desigualdade de renda. Todos os resultados estão corrigidos por uma matriz de covariância robusta à heterocedasticidade e autocorrelação serial. Além disso, a confirmação dos resultados nos modelos com as variáveis defasadas indica que o resultado também é robusto à correção da endogeneidade das variáveis.

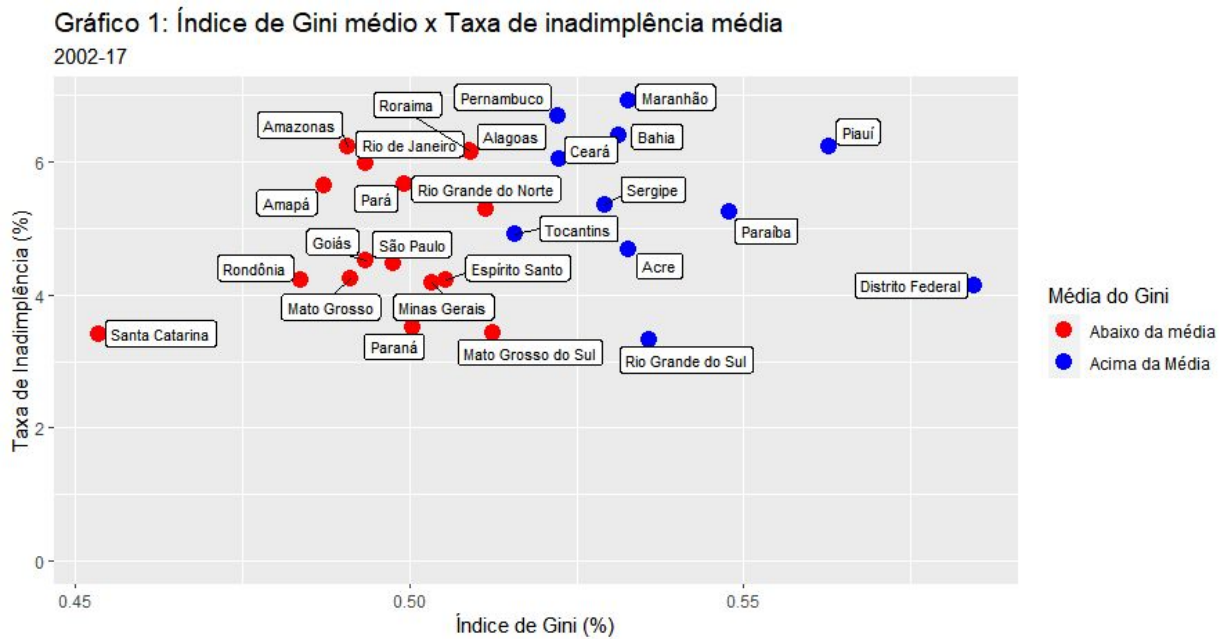
Tabela 4: Multiplicadores Fiscais

	abaixo da média	acima da média
Modelo 1	0.833	0.924
Modelo 2	0.833	0.935
Modelo 3	1.973	2.046
Modelo 4	0.467	0.563
Modelo 5	0.481	0.595
Modelo 6	1.785	1.902
Modelo 7	0.589	0.689
Modelo 8	0.618	0.733
Modelo 9	1.479	1.614

Para ilustrar a magnitude do aumento na potência da política fiscal em estados mais desiguais, realizamos a conversão das elasticidades obtidas nos modelos para multiplicadores fiscais pela multiplicação dos coeficientes pela razão média entre o PIB e as despesas totais na amostra, excetuado o ano de 2010 (Ramey, 2019). O resultado dos multiplicadores fiscais de estados com o Gini abaixo da média e de estados com o Gini acima da média estão reportados na tabela 3. Os multiplicadores são significativamente maiores nos modelos sem as receitas totais (3, 6 e 9), na faixa entre 1,5 e 2, e diminuem para a faixa entre 0,5 e 1 nos modelos com as receitas totais. De modo geral, ademais, os multiplicadores são menores nos modelos com as despesas defasadas (7, 8 e 9), embora a diferença seja pequena. O aumento relativo no tamanho dos multiplicadores para estados mais desiguais é de cerca de 0,1 a 0,15. Em outras palavras, em estados mais desiguais cada real adicional gasto pelo governo gera uma resposta adicional de R\$ 0,10 a R\$ 0,15 na economia em relação a estados menos desiguais.

4.2 Mecanismos: Multiplicadores Fiscais e Restrições de Crédito

Um dos principais determinantes da magnitude dos multiplicadores fiscais em modelos nekeynesianos é a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito. Além disso, parte da literatura defende que existe uma relação positiva entre a proporção de agentes excluídos dos mercados de crédito e a desigualdade de renda (Piketty, 2000; Galor, 2004; Beck, 2007). Nesta seção, portanto, testamos este mecanismo na nossa base de dados. Os gráficos 1, 2 e 3 apresentam as relações entre as variáveis agregadas em média para cada estado.



Fonte: Elaboração própria utilizando o pacote ggplot 2 do R.

Gráfico 2: Índice de Gini médio x Volume de crédito para a pessoa física
2002-17

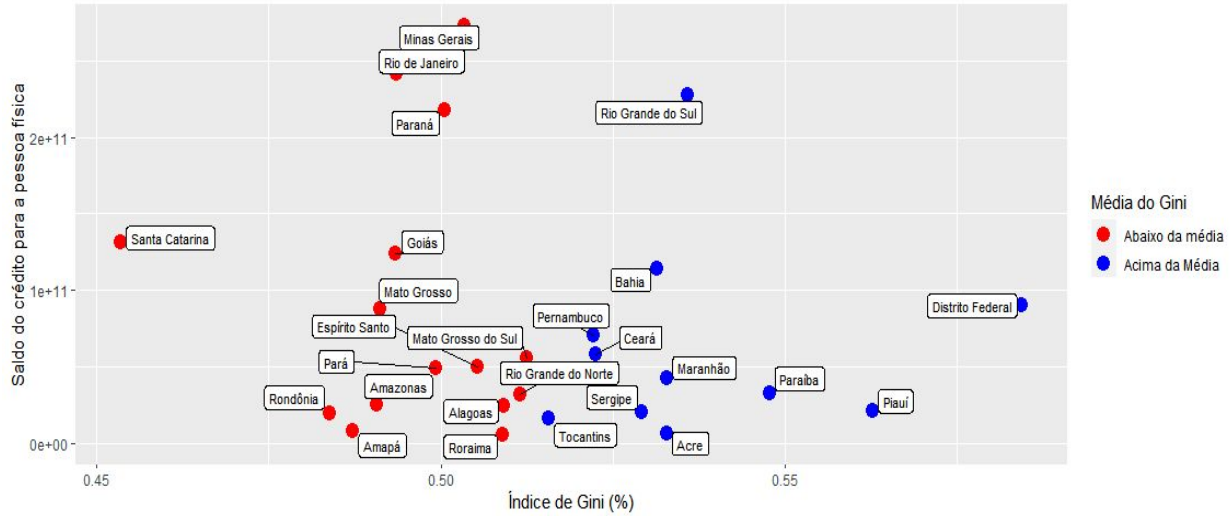
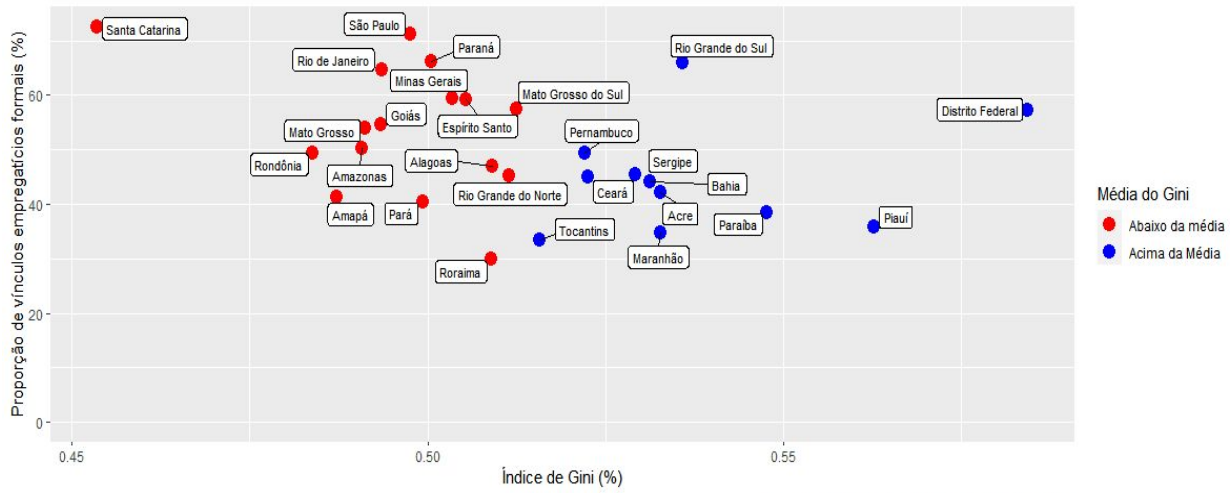


Gráfico 3: Índice de Gini médio x Proporção de vínculos empregatícios formais
2002-17



Corbi *et al.* (2018), calculando os efeitos do aumento de transferências do Fundo de Participação dos Municípios para um painel de municípios brasileiros, utilizam três *proxies* para a proporção de agentes sem acesso ao mercado de crédito: volume de crédito, presença de agências bancárias e PIB per capita. Nós reproduzimos nossos principais modelos utilizando quatro *proxies* para a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito nos estados: volume de crédito, volume de crédito para a pessoa física, taxa de inadimplência da pessoa física e a proporção de vínculos empregatícios formais. A tabela 5 mostra a correlação entre cada *proxy* e nossa medida de desigualdade de renda - o Índice de Gini. Todos os modelos

foram estimados pelo estimador de efeitos fixos, com efeitos individuais e matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. É possível observar que o Índice de Gini apresenta uma relação negativa com a proporção de empregos com carteira assinada, com o volume de crédito e com o volume de crédito para a pessoa física, conforme esperado. A relação entre a desigualdade de renda e a taxa de inadimplência da pessoa física, entretanto, não foi significativa. Na tabela 5.1, no apêndice, reproduzimos as regressões abaixo incluindo efeitos de tempo. Nesta especificação, o Índice de Gini é (significativamente) negativamente correlacionado apenas com a proporção de vínculos empregatícios formais e com o saldo das operações de crédito.

Tabela 5: Desigualdade de Renda e Restrições de Crédito

	Emprego formal	Crédito	Crédito Pessoa Física	Inadimplência
Gini	-28.541*** (5.755)	-1,324,289,328,287.000*** (366,443,169,774.000)	-402,367,051,916.000*** (104,146,700,134.000)	-0.521 (2.995)
log(Pop)	25.575*** (3.074)	-530,793,548,226.000** (235,596,643,342.000)	30,941,957,546.000 (29,408,243,362.000)	0.003 (2.448)
log(Prod)	26.405*** (4.271)	386,371,475,620.000 (318,348,414,831.000)	193,455,736,520.000*** (55,234,918,064.000)	-10.956*** (2.428)
mortinf	170.151 (145.005)	21,626,053,201,245.000** (10,393,302,841,725.000)	-1,261,622,257,938.000 (1,293,156,123,123.000)	75.468** (37.663)
Abertura	0.036 (0.039)	4,467,094,557.000* (2,454,815,196.000)	-3,579,719,625.000*** (661,986,589.000)	0.002 (0.027)

Notas: Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos com efeitos individuais. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes.
* representa significância, a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%.

Estimamos, em seguida, a especificação (6) pelo estimador de efeitos fixos, de modo a testar o coeficiente da variável interativa entre as despesas totais e as *proxies* para as restrições de crédito. Os resultados estão na tabela (6), com os desvios-padrão já corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocorrelação serial.

Tabela 6: Multiplicadores Fiscais e Restrições de Crédito

	log(PIB)			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
log(DT t)	-0,001 (0,071)	0,374** (0,158)	0,085** (0,042)	0,155*** (0,052)
log(Cred t)	-0,057 (0,093)			
log(DT t) * log(Cred t)	0,005 (0,004)			
log(Cred fis t)		0,257*** (0,097)		
log(DT t) * log(Cred fis t)		-0,011* (0,006)		
Inad t			-0,172*** (0,062)	
log(DT t) * Inad t			0,007** (0,003)	
Emprego formal t				0,045*** (0,009)
log(DT t) * Emprego formal t				-0,002*** (0,000)
Mortinf t	-1,528 (2,502)	-1,219 (2,489)	-1,727 (2,509)	-0,962 (1,574)
log(Prod t)	0,212** (0,103)	0,173* (0,091)	0,058 (0,128)	-0,076 (0,105)
Abertura	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,002 (0,001)
log(RT t)	0,178*** (0,059)	0,170*** (0,061)	0,166*** (0,054)	0,169*** (0,058)
log(Pop t)	0,074 (0,062)	-0,048 (0,111)	0,012 (0,099)	-0,182* (0,093)

Notas: Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos 1, 2, 3 e 4 utilizam como proxies para a restrição de crédito o volume de crédito, o volume de crédito para a pessoa física, a taxa de inadimplência e a proporção de empregos formais, respectivamente.

Com exceção do modelo com o volume total de crédito, a variável de despesas totais foi positiva e significativa em todas as especificações, mesmo quando defasada (tabela (7)). O coeficiente da variável interativa entre as despesas e o volume de crédito para a pessoa física e entre as despesas e a proporção de vínculos formais de emprego foi negativa, conforme o esperado - dado que ambas as variáveis estão teoricamente negativamente correlacionadas com a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito. O coeficiente da variável interativa entre as despesas e a taxa de inadimplência da pessoa física foi positivo, também conforme esperado. O valor da variável interativa entre as despesas e o volume de crédito, por fim, foi não significativa em qualquer especificação.

Tabela 7: Multiplicadores Fiscais e Restrições de Crédito - Despesas Defasadas

	log(PIB)			
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
log(DT t-1)	-0,014 (0,076)	0,359*** (0,118)	0,079** (0,035)	0,132*** (0,036)
log(Cred t)	-0,071 (0,103)			
log(DT t-1) * log(Cred t)	0,005 (0,004)			
log(Cred fis t)		0,254*** (0,078)		
log(DT t-1) * log(Cred fis t)		-0,011** (0,005)		
Inad t			-0,138*** (0,051)	
log(DT t-1) * Inad t			0,006** (0,002)	
Emprego formal t				0,047*** (0,010)
log(DT t-1) * Emprego formal t				-0,002*** (0,000)
Mortinf t	-1,272 (2,599)	-0,852 (2,630)	-1,225 (2,674)	-0,890 (2,074)
log(Prod t)	0,221** (0,102)	0,179** (0,087)	0,068 (0,125)	-0,025 (0,101)
Abertura t	0,005*** (0,001)	0,005*** (0,001)	0,006*** (0,001)	0,002 (0,001)
log(RT t)	0,213*** (0,054)	0,209*** (0,055)	0,207*** (0,049)	0,180*** (0,049)
log(Pop t)	0,042 (0,068)	-0,104 (0,112)	-0,006 (0,093)	-0,184* (0,110)

Notas:

Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos 1, 2, 3 e 4 utilizam como proxies para a restrição de crédito o volume de crédito, o volume de crédito para a pessoa física, a taxa de inadimplência e a proporção de empregos formais, respectivamente.

De modo a testar em que medida a relação entre a desigualdade de renda e o multiplicador fiscal deriva da relação entre o multiplicador e as restrições ao mercado de crédito, testamos os modelos 1 a 9 (isto é, os modelos da tabela (3)) com a inclusão, separadamente, dos controles volume de crédito para a pessoa física, taxa de inadimplência da pessoa física e proporção de vínculos formais de emprego. Nos modelos em que o Gini foi defasado, incluímos os controles correntes e defasados em um período. Os resultados estão nas tabelas 8, 9 e 10 no apêndice. Nos modelos com o Índice de Gini corrente (modelos 1-3) e com o volume de crédito ou a taxa de inadimplência, a variável interativa deixou de ser significativa, indicando que a inclusão

desses controles enfraquece a relação entre a desigualdade e os multiplicadores. Na maioria dos modelos, no entanto, com o Índice de Gini e (ou) as despesas totais defasadas, o coeficiente da variável interativa entre as despesas e o Gini ainda é positivo, indicando que a relação da desigualdade com os multiplicadores é influenciada por outros fatores além da restrição aos mercados de crédito.

4.3 Testes de robustez

Uma das possíveis fontes de distorções em nossa base de dados é a agregação de três séries diferentes para o Índice de Gini. O índice para 2002 e 2003 é referente à distribuição do rendimento mensal das pessoas de 10 anos ou mais de idade; o índice de 2004 a 2016 é referente à distribuição do rendimento mensal das pessoas de 15 anos ou mais de idade; e, por fim, o índice de 2017 é referente à distribuição do rendimento médio mensal real das pessoas de 14 anos ou mais de idade. Além disso, nosso painel principal não compreende o ano de 2010, dado que o Índice de Gini desse ano só foi calculado pelo Censo de 2010, para pessoas de 10 anos ou mais de idade.

No apêndice reportamos os modelos 1 a 9 com a inclusão do Índice de Gini para 2010, na tabela 11, e sem os Índices de Gini de 2002, 2003, 2010 e 2017 (de modo a utilizar apenas a série do Gini para pessoas de 15 anos ou mais de idade), na tabela 12. Em ambos os casos os resultados se mantêm, com pequenas alterações.

De modo a reforçar o controle sobre o componente endógeno das despesas totais advindo do ciclo econômico, também reportamos resultados com a inclusão da taxa de desocupação (disponível a partir de 2005) dentre os regressores. Primeiro, na tabela 13 do apêndice, reportamos os resultados de uma especificação com as despesas totais como variável dependente, de forma a estimar o impacto de cada variável sobre a variação das despesas totais. As receitas totais e a taxa de desocupação são, conjuntamente, os maiores determinantes da variação das despesas totais em nossa base de dados. Um aumento de 1% nas receitas totais está associado a um aumento de cerca de 0.6% nas despesas totais. Simetricamente, o aumento de um ponto percentual na taxa de desocupação está associado a um aumento de 0.6% nas despesas totais. Na tabela 14 do apêndice, reportamos os resultados da estimação dos modelos (1)-(9) com a inclusão da taxa de desocupação dentre os regressores. Os resultados se mantêm para os modelos 4 a 9, em que o Gini e (ou) as despesas totais estão defasados. Na tabela 15 do apêndice, testamos os modelos com a inclusão da taxa de escolarização dentre os regressores. Novamente, os resultados se mantêm para a maioria dos modelos.

Nossos resultados poderiam ser induzidos por *outliers*. Nas tabelas 16 e 17, no apêndice, reportamos os resultados das regressões eliminando observações em que o Gini está abaixo ou acima, respectivamente, dos percentis 0.05 e 0.95 (0.10 e 0.9, respectivamente). Novamente, os resultados se mantêm na maioria dos modelos.

5. Discussão: o que explica a correlação encontrada?

Nossos resultados indicam que: 1) a desigualdade de renda está positivamente correlacionada com a magnitude dos multiplicadores fiscais, 2) a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito está positivamente correlacionada com a magnitude dos multiplicadores fiscais e 3) existem outros fatores além da proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito que explicam a relação entre a desigualdade de renda e a potência da política fiscal. A literatura para comparação de nosso trabalho é pequena. Afinal, enquanto a literatura sobre a relação de multiplicadores fiscais e restrições de acesso ao crédito é mais antiga e profícua (Campbell e Mankiw, 1989; Galí, López-Salido e Vallés, 2007), a literatura sobre a relação entre multiplicadores fiscais e a desigualdade (de renda e de riqueza) é mais recente e escassa (Samanta e Cerf, 2009; Brinca *et al.*, 2016; Brinca *et al.*, 2019).

Nossos resultados confirmam os de Brinca *et al.* (2019) sobre uma associação positiva entre a desigualdade de renda e os impactos da política fiscal e divergem da relação negativa encontrada por Samanta e Cerf (2009). Brinca *et al.* (2019) utilizam bases de dados de outros três artigos - Ilzetzki, Mendoza e Végh (2013), Blanchard e Leigh (2013) e Alesina *et al.* (2015a) - e nos três casos encontram um coeficiente positivo da variável interativa entre as medidas de consolidação fiscal e as medidas de desigualdade de renda. Por comparabilidade com Brinca *et al.* (2019), utilizamos o Índice de Gini defasado em um período em nossa segunda especificação. De fato, em nossas três especificações - com despesas totais e Índice de Gini correntes; com Gini defasado; e com despesas totais e Índice de Gini defasados - encontramos uma associação positiva entre os multiplicadores e a desigualdade de renda.

Além disso, encontramos uma relação positiva entre os multiplicadores fiscais e a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito utilizando três *proxies* para as restrições de crédito: volume de crédito para a pessoa física, taxa de inadimplência da pessoa física e proporção de vínculos de empregos formais. A proporção de agentes *hand-to-mouth* na economia está relacionada com maiores multiplicadores fiscais tanto por aumentar a propensão marginal a consumir média da economia (Kaplan e Violante, 2014; Bilbiie, 2017; Auclert, Rognlie e Straub, 2018) como por aumentar a elasticidade da oferta agregada de trabalho em resposta a variações da renda corrente (Brinca *et al.*, 2016; Navarro e Ferriere, 2016). Ao contrário dos artigos anteriores, no entanto, incluímos essas variáveis separadamente na especificação principal com o Gini para verificar o mecanismo teórico da relação entre a desigualdade e os multiplicadores. Embora em alguns modelos a variável interativa tenha deixado de ser significativa, em outros - especialmente os modelos com o índice de Gini e as despesas defasados - a interação continuou positiva e significativa. Esse resultado sugere que existem outros canais de transmissão por meio dos quais a desigualdade de renda amplifica a potência da política fiscal.

Outra possível causa da relação entre a desigualdade de renda e a potência da política fiscal pode ser oriunda das diferenças no comportamento da política monetária segundo o grau de desigualdade. De fato, Miranda-Pinto *et al.* (2020) concluem que a resposta da taxa de juros a variações na política fiscal é menor para países mais desiguais. Esse mecanismo poderia implicar que expansões fiscais em países mais desiguais são mais potentes, dado que menor parte de seu efeito é inibida pela resposta da política monetária. A inclusão de efeitos fixos de

tempo em um painel regional, entretanto, absorve choques agregados comuns a todos os estados, dentre os quais as variações da política monetária (Nakamura e Steinsson, 2018). Esse não parece ser, conseqüentemente, o mecanismo de transmissão que explique a correlação encontrada.

Pode-se hipotetizar, também, que a relação entre a desigualdade de renda e a magnitude dos multiplicadores fiscais se deva à relação intermediária entre a desigualdade de renda e a taxa de desemprego, dado que trabalhos mostram que os impactos da política fiscal são condicionais ao estágio do ciclo econômico (Pires, 2014; Riera-Crichton, Vegh e Vuletin, 2015; Holland, Marçal e Prince, 2019). Nos testes de robustez, incluímos também a taxa de desocupação dentre os regressores. Na maioria dos modelos, contudo, o coeficiente da variável interativa entre as despesas totais e o Índice de Gini continuou positivo e significativo. Desta forma, a taxa de desocupação também não parece explicar a correlação encontrada. Nosso estudo sugere, portanto, que a relação entre a desigualdade de renda e a política fiscal ainda deve ser estudada de forma mais aprofundada, possivelmente com o uso de microdados, outras variáveis de controle e outras técnicas econométricas.

Nossos resultados também têm implicações para a eficácia da política fiscal em diferentes períodos e circunstâncias econômicas. A título de ilustração, é possível sugerir, com base em nossos resultados, que na primeira década do século XXI - em que a desigualdade de renda caiu no Brasil e a oferta de crédito sofreu considerável expansão, sobretudo para as massas mais pobres - a potência da política fiscal como ferramenta para o estímulo econômico diminuiu. Reciprocamente, na década seguinte, caracterizada por movimento inverso de ambas as variáveis (aumento da desigualdade de renda e dos índices de endividamento), é possível que a magnitude dos multiplicadores fiscais tenha aumentado.

6. Conclusão e implicações para políticas públicas

Nesta monografia, estimamos a relação entre a desigualdade de renda e a magnitude dos multiplicadores fiscais dos gastos públicos em um painel regional de 27 unidades federativas brasileiras, utilizando o estimador de efeitos fixos para o período entre 2002 e 2017. Nossa análise é baseada na hipótese da exogeneidade dos gastos do governo a nível estadual. Esta hipótese se baseia na observação de que a quase totalidade das despesas estaduais é extremamente rígida e composta de despesas obrigatórias, o que limita em grande extensão o espaço para políticas fiscais discricionárias a nível estadual. Além disso, a maior parte das despesas estaduais é vinculada constitucionalmente às receitas auferidas, do que segue que o componente cíclico das despesas governamentais pode ser corrigido majoritariamente pela inclusão das receitas totais e da taxa de desocupação de cada estado na especificação da regressão.

Nossos resultados indicam que: 1) o multiplicador fiscal das despesas estaduais está positivamente correlacionado com a desigualdade de renda, 2) o multiplicador fiscal das despesas estaduais está positivamente correlacionado com a proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito e 3) a relação entre os multiplicadores e a desigualdade não é explicada somente pela proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito. Em particular, estimamos que um aumento de R\$ 1 em gastos do governo produz um aumento adicional do produto de R\$ 0.15 em estados mais desiguais relativamente a estados menos desiguais.

Esses resultados podem ter implicações importantes para políticas públicas, especialmente para o desenho de programas de consolidação e expansão fiscais. Por um lado, implicam que a distribuição de ajustes fiscais entre diferentes regiões importa: estados mais desiguais (como as regiões norte e nordeste¹¹ do Brasil) serão proporcionalmente mais afetados se cortes nos gastos públicos forem igualmente distribuídos pelo país. Por outro, programas de estímulo fiscal podem ter um impacto significativamente maior sobre o nível do produto se desenhados para atender mais a estados e cidades mais desiguais. Ademais, também mostramos que a política fiscal tem seus efeitos amplificados em estados com uma maior proporção de agentes sem acesso aos mercados de crédito. Especialmente no tempo em que esta monografia é escrita, o mundo foi afetado por uma das maiores crises econômicas no último século, originada por uma pandemia da saúde. Como o mundo literalmente parou por alguns meses para reduzir a disseminação da doença, fluxos de renda e vínculos empregatícios foram subitamente interrompidos, forçando pessoas e empresas a recorrerem aos mercados de crédito para suavização intertemporal do consumo e da produção. Em suma, houve um grande aumento da alavancagem das economias ao redor do mundo. O que nosso trabalho sugere, portanto, é que a potência da política fiscal como instrumento para estímulo econômico após a pandemia pode aumentar na medida em que a desigualdade de renda e a proporção de pessoas e empresas endividadas aumentarem na economia.

¹¹ Em nossa amostra, os estados com Índice de Gini acima da média são: Bahia, Ceará, Maranhão, Piauí, Sergipe, Paraíba, Sergipe, Tocantins, Acre, Rio Grande do Sul e Distrito Federal.

Nosso trabalho possui limitações. Primeiro, a inexistência de dados em alta frequência para as finanças públicas estaduais nos forçou a usar dados anuais, o que diminuiu o número de observações e restringiu o conjunto de análises empíricas que poderíamos fazer. Segundo, nossa hipótese de exogeneidade das despesas a nível estadual pode ser criticada. Afinal, embora a maior parte das despesas estaduais seja obrigatória e de difícil alteração no curto prazo, é também possível que governadores e as assembleias legislativas estaduais aprovelem projetos de estímulo econômico focados nas despesas discricionárias, mesmo que estas constituam apenas uma pequena parcela do orçamento. Nós procuramos limitar a endogeneidade decorrente desta possibilidade utilizando as despesas totais defasadas em um período como uma *proxy* para as despesas totais correntes.

Referências

- Afonso, A., & Leal, F. S. (2019). Fiscal multipliers in the Eurozone: an SVAR analysis. *Applied Economics*, 1-17.
- Alesina, A., Barbiero, O., Favero, C., Giavazzi, F., & Paradisi, M. (2015). Austerity in 2009–13. *Economic Policy*, 30(83), 383-437.
- Alesina, A., Favero, C., & Giavazzi, F. (2015). The output effect of fiscal consolidation plans. *Journal of International Economics*, 96, S19-S42.
- Alves, R. S., Rocha, F. F., & Gobetti, S. W. (2019). Multiplicadores Fiscais Dependentes do Ciclo Econômico: O que é possível dizer para o Brasil?. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, 49(4), 635-660.
- Andrés, J., Boscá Mares, J. E., Ferri, J., & Fuentes-Albero, C. (2018). Households' balance sheets and the effect of fiscal policy.
- Auclert, A., Rognlie, M., & Straub, L. (2018). *The intertemporal keynesian cross* (No. w25020). National Bureau of Economic Research.
- Auclert, A., Bardóczy, B., & Rognlie, M. (2020). *MPCs, MPEs and Multipliers: A Trilemma for New Keynesian Models* (No. w27486). National Bureau of Economic Research.
- Barro, R. J. (1974). Are government bonds net wealth?. *Journal of political economy*, 82(6), 1095-1117.
- Barro, Robert J., and Charles J. Redlick. 2011. "Macroeconomic Effects from Government Purchases and Taxes." *Quarterly Journal of Economics* 126 (1): 51–102.
- Bassi, C. D. M. (2019). Receitas vinculadas e despesas obrigatórias: explorando conceitos, métodos de atuação e determinantes à rigidez orçamentária.
- Beck, T., Demirgüç-Kunt, A., & Levine, R. (2007). Finance, inequality and the poor. *Journal of economic growth*, 12(1), 27-49.
- Bilbiie, F. O. (2017): "A Catch-22 for HANK Models: No Puzzles, No Amplification," Cepr discussion papers, C.E.P.R. Discussion Papers.
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *the Quarterly Journal of economics*, 117(4), 1329-1368.
- Blanchard, O. J., & Leigh, D. (2013). Growth forecast errors and fiscal multipliers. *American Economic Review*, 103(3), 117-20.
- Braun, M., Parro, F., & Valenzuela, P. (2019). Does Finance Alter the Relation between Inequality and Growth?. *Economic Inquiry*, 57(1), 410-428.

- Brinca, P., Holter, H. A., Krusell, P., & Malafry, L. (2016). Fiscal multipliers in the 21st century. *Journal of Monetary Economics*, 77, 53-69.
- Brinca, P., Homem Ferreira, M., Franco, F. A., Holter, H. A., & Malafry, L. (2019). Fiscal consolidation programs and income inequality. *Available at SSRN 3071357*.
- Campbell, J. Y., & Mankiw, N. G. (1989). Consumption, income, and interest rates: Reinterpreting the time series evidence. *NBER macroeconomics annual*, 4, 185-216.
- Castelo-Branco, M. A., Lima, E. C. R., & Paula, L. F. D. (2017). Mudanças de regime e multiplicadores fiscais no Brasil em 1999-2012: uma avaliação empírica com uso da metodologia MS-SBVAR.
- Chodorow-Reich, G. (2019). Geographic cross-sectional fiscal spending multipliers: What have we learned?. *American Economic Journal: Economic Policy*, 11(2), 1-34.
- Chodorow-Reich, G. (2020). Regional data in macroeconomics: some advice for practitioners. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 103875.
- Christiano, L., Eichenbaum, M., & Rebelo, S. (2011). When is the government spending multiplier large?. *Journal of Political Economy*, 119(1), 78-121.
- Giacomoni, J. (2011). Receitas vinculadas, despesas obrigatórias e rigidez orçamentária. *Orçamentos Públicos e Direito Financeiro*. 1ª Ed. São Paulo: Revista dos Tribunais.
- Contreras, J., & Battelle, H. (2014). Fiscal multipliers in a panel of countries.
- Corbi, R. B., Papaioannou, E., & Surico, P. (2018). Regional transfer multipliers.
- Fischer, R., Huerta, D., & Valenzuela, P. (2019). The inequality-credit nexus. *Journal of International Money and Finance*, 91, 105-125.
- Galí, J., López-Salido, J. D., & Vallés, J. (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of the European Economic Association*, 5(1), 227-270.
- Galor, O., & Moav, O. (2004). From physical to human capital accumulation: Inequality and the process of development. *The Review of Economic Studies*, 71(4), 1001-1026.
- GOBETTI, S. W., & Orair, R. (2015). Progressividade tributária: a agenda esquecida. *Concurso de Monografia em Finanças Públicas, Tema*.
- Gobetti, S. W., Orair, R. O., & Dutra, F. N. (2018). Resultado estrutural e impulso fiscal: aprimoramentos metodológicos.
- GRUDTNER, V., & Aragon, E. K. D. S. B. (2017). Multiplicador dos gastos do governo em períodos de expansão e recessão: evidências empíricas para o Brasil. *Revista Brasileira de Economia*, 71(3), 321-345.
- Heimberger, P. (2018). *The dynamic effects of fiscal consolidation episodes on income inequality* (No. 147). wiiw Working Paper.

Hlavac, Marek (2018). stargazer: Well-Formatted Regression and Summary Statistics Tables. R package version 5.2.2. <https://CRAN.R-project.org/package=stargazer>

Holland, M., Marçal, E., & de Prince, D. (2019). Is fiscal policy effective in Brazil? An empirical analysis. *The Quarterly Review of Economics and Finance*.

Hory, M. P. (2016). Fiscal multipliers in Emerging Market Economies: can we learn something from Advanced Economies?. *International Economics*, 146, 59-84.

Ilzetzki, E., Mendoza, E. G., & Végh, C. A. (2013). How big (small?) are fiscal multipliers?. *Journal of monetary economics*, 60(2), 239-254.

Jordà, Ò. (2005). Estimation and inference of impulse responses by local projections. *American economic review*, 95(1), 161-182.

Kaplan, G., & Violante, G. L. (2014). A model of the consumption response to fiscal stimulus payments. *Econometrica*, 82(4), 1199-1239.

Kaplan, G., & Violante, G. L. (2018). Microeconomic heterogeneity and macroeconomic shocks. *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), 167-94.

Krueger, D., Mitman, K., & Perri, F. (2016). Macroeconomics and household heterogeneity. In *Handbook of Macroeconomics* (Vol. 2, pp. 843-921). Elsevier.

Leeper, E. M., Traum, N., & Walker, T. B. (2017). Clearing up the fiscal multiplier morass. *American Economic Review*, 107(8), 2409-54.

Lizarazo Ruiz, S., Peralta-Alva, A., & Puy, D. (2017). Macroeconomic and Distributional Effects of Personal Income Tax Reforms: A Heterogenous Agent Model Approach for the US.

Mankiw, N. G. (2000). The savers-spenders theory of fiscal policy. *American Economic Review*, 90(2), 120-125.

Matheson, T.; Pereira, J. 2016. Fiscal multipliers for Brazil, IMF working paper 16/79, IMF.

Mertens, K., & Ravn, M. O. (2013). The dynamic effects of personal and corporate income tax changes in the United States. *American Economic Review*, 103(4), 1212-47.

Miranda-Pinto, J., Murphy, D., Walsh, K. J., & Young, E. R. (2020). Saving constraints, debt, and the credit market response to fiscal stimulus

Mountford, Andrew, and Harald Uhlig. 2009. "What Are the Effects of Fiscal Policy Shocks?" *Journal of Applied Econometrics* 24 (6): 960–92.

Moura, G. V. (2015). Multiplicadores fiscais e investimento em infraestrutura. *Revista Brasileira de Economia*, 69(1), 75-104.

- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2014). Fiscal stimulus in a monetary union: Evidence from US regions. *American Economic Review*, 104(3), 753-92.
- Nakamura, E., & Steinsson, J. (2018). Identification in macroeconomics. *Journal of Economic Perspectives*, 32(3), 59-86
- Navarro, G., & Ferriere, A. (2016). The Heterogeneous Effects of Government Spending: It's All About Taxes. In *2016 Meeting Papers* (No. 1286). Society for Economic Dynamics.
- Orair, R., Siqueira, F. D. F., & Gobetti, S. W. (2016). Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público. *XXI Prêmio do Tesouro Nacional*.
- Perroti, R. In search of the transmission mechanism of fiscal policy. NBER Macroeconomics Annual, v. 22, p.169-226, dez. 2008
- Piketty, T. (2000). Theories of persistent inequality and intergenerational mobility. *Handbook of income distribution*, 1, 429-476.
- Pires, M. C. D. C. (2014). Política fiscal e ciclos econômicos no Brasil. *Economia Aplicada*, 18(1), 69-90
- Ramey, V. A., & Shapiro, M. D. (1999). *Costly capital reallocation and the effects of government spending* (No. w6283). National Bureau of Economic Research.
- Ramey, V. A. (2011). Identifying government spending shocks: It's all in the timing. *The Quarterly Journal of Economics*, 126(1), 1-50.
- Ramey, V. A. (2019). Ten years after the financial crisis: What have we learned from the renaissance in fiscal research?. *Journal of Economic Perspectives*, 33(2), 89-114.
- Riera-Crichton, D., Vegh, C. A., & Vuletin, G. (2015). Procyclical and countercyclical fiscal multipliers: Evidence from OECD countries. *Journal of International Money and Finance*, 52, 15-31.
- Romer, C. D., & Romer, D. H. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review*, 100(3), 763-801.
- Samanta, S. K., & Cerf, G. (2009). Income distribution and the effectiveness of fiscal policy: evidence from some transitional economies. *Journal of Economics and Business*, 1, 29-45.
- Veloso, F. A., Matos, S. M., & Peruchetti, P. H. R. (2019). *Indicadores regionais de produtividade do trabalho no Brasil*.
- Woodford, M. (2011). Simple analytics of the government expenditure multiplier. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3(1), 1-35.
- Yang, W., Fidrmuc, J., & Ghosh, S. (2015). Macroeconomic effects of fiscal adjustment: A tale of two approaches. *Journal of International Money and Finance*, 57, 31-60.

Zidar, O. (2019). Tax cuts for whom? Heterogeneous effects of income tax changes on growth and employment. *Journal of Political Economy*, 127(3), 1437-1472.

Apêndice

Tabela 5.1: Desigualdade de Renda e Restrições de Crédito

	Emprego formal	Crédito	Crédito Pessoa Física	Inadimplência
Gini	-19.240 ^{***} (5.561)	-977,946,316,771.000* (530,451,158,927.000)	31,468,268,727.000 (61,524,924,366.000)	-0.553 (1.354)
log(Pop)	10.059 ^{***} (3.683)	-94,930,186,290.000 (857,794,707,763.000)	-732,929,399,593.000 ^{***} (146,810,437,656.000)	3.344 ^{***} (1.224)
log(Prod)	3.786 (5.298)	337,632,916,721.000 (874,358,884,084.000)	-536,407,888,466.000 ^{***} (124,946,965,511.000)	-15.045 ^{***} (3.231)
mortinf	247.561* (131.854)	10,263,481,246,099.000 ^{***} (3,204,518,194,189.000)	5,321,249,233,056.000 ^{***} (1,362,046,248,297.000)	-0.756 (28.765)
Abertura	0.075* (0.039)	-2,467,157,695.000 ^{**} (1,157,497,580.000)	-1,399,922,253.000 ^{***} (285,225,545.000)	0.011 (0.025)

Notas: Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos com efeitos individuais e de tempo. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância, a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%.

Tabela 8: Controle pelo Crédito da Pessoa Física

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	log(PIB) Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
log(DT t)	0.123** (0.052)	0.122** (0.051)	0.230*** (0.043)	0.095** (0.046)	0.091** (0.043)	0.211*** (0.039)			
dummy	-0.185 (0.151)	-0.200 (0.155)	-0.107 (0.151)						
log(DT t) * dummy	0.007 (0.007)	0.008 (0.007)	0.004 (0.007)						
log(DT t-1)							0.117*** (0.041)	0.120*** (0.041)	0.205*** (0.040)
dummy t-1				-0.311** (0.147)	-0.358** (0.142)	-0.332** (0.161)	-0.347** (0.145)	-0.382*** (0.139)	-0.406** (0.167)
log(DT t) * dummy t-1				0.012* (0.007)	0.015** (0.006)	0.013* (0.007)			
log(DT t-1) * dummy t-1							0.014** (0.006)	0.016** (0.006)	0.017** (0.008)
log(Cred Fis t)	0.031 (0.035)	0.038 (0.037)	0.039 (0.039)	0.350*** (0.110)	0.292*** (0.091)	0.458*** (0.111)	0.339*** (0.103)	0.296*** (0.090)	0.457*** (0.129)
log(Cred Fis t-1)				-0.307*** (0.102)	-0.250*** (0.080)	-0.412*** (0.108)	-0.306*** (0.100)	-0.264*** (0.086)	-0.423*** (0.128)
Mortinf t	-0.285 (2.727)	0.093 (2.690)	-2.143 (2.612)	-1.064 (2.735)	-0.866 (2.874)	-0.844 (2.693)	-1.311 (2.723)	-1.167 (2.802)	-1.149 (2.663)
log(Prod t)	0.190** (0.089)	0.161** (0.076)	0.167* (0.094)	0.164 (0.109)	0.120 (0.101)	0.147 (0.119)	0.156 (0.103)	0.120 (0.092)	0.172 (0.110)
Abertura t	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)
log(Pop t)	0.119 (0.084)		0.160** (0.065)	0.220* (0.125)		0.270** (0.115)	0.172 (0.113)		0.198** (0.101)
log (RT t)	0.187*** (0.057)	0.191*** (0.057)		0.217*** (0.044)	0.225*** (0.043)		0.236*** (0.044)	0.239*** (0.044)	

Notas: Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos (1), (2) e (3) se referem à equação (3), os modelos (4), (5) e (6) à equação (4) e os modelos (7), (8) e (9) à equação (5). A dummy adquire valor 1 se o Índice de Gini para o estado i no período t for maior ou igual ao Índice de Gini médio de toda a amostra para todo o período.

Tabela 9: Controle - Taxa de Inadimplência da Pessoa Física

	log(PIB)								
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
log(DT t)	0.116** (0.048)	0.116** (0.046)	0.228*** (0.040)	0.071* (0.042)	0.071* (0.041)	0.203*** (0.043)			
dummy	-0.242 (0.165)	-0.269 (0.177)	-0.164 (0.171)						
log(DT t) * dummy	0.009 (0.007)	0.011 (0.008)	0.006 (0.008)						
log(DT t-1)							0.102** (0.040)	0.105** (0.041)	0.196*** (0.045)
dummy t-1				-0.358** (0.158)	-0.386*** (0.149)	-0.375** (0.170)	-0.382** (0.152)	-0.398*** (0.140)	-0.438*** (0.168)
log(DT t) * dummy t-1				0.014** (0.007)	0.016** (0.007)	0.015** (0.008)			
log(DT t-1) * dummy t-1							0.015** (0.007)	0.016** (0.006)	0.018** (0.008)
Inad t	-0.013*** (0.003)	-0.012*** (0.004)	-0.013*** (0.004)	-0.014* (0.008)	-0.014* (0.008)	-0.016* (0.009)	-0.015* (0.009)	-0.015* (0.009)	-0.018* (0.011)
Inad t-1				0.002 (0.006)	0.002 (0.005)	0.003 (0.007)	0.003 (0.006)	0.004 (0.006)	0.007 (0.008)
Mortinf t	0.086 (2.898)	0.682 (2.942)	-1.856 (2.863)	-2.198 (2.937)	-1.959 (2.958)	-2.490 (2.987)	-2.434 (2.852)	-2.308 (2.839)	-2.858 (2.901)
log(Prod t)	0.038 (0.131)	0.018 (0.130)	0.036 (0.144)	0.064 (0.119)	0.049 (0.117)	0.045 (0.128)	0.055 (0.117)	0.046 (0.111)	0.085 (0.124)
Abertura t	0.005*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)
log(Pop t)	0.187** (0.090)		0.232*** (0.070)	0.116 (0.108)		0.119 (0.094)	0.068 (0.105)		0.034 (0.085)
log (RT t)	0.195*** (0.050)	0.201*** (0.051)		0.250*** (0.040)	0.250*** (0.040)		0.257*** (0.043)	0.256*** (0.043)	

Notas: Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos (1), (2) e (3) se referem à equação (3), os modelos (4), (5) e (6) à equação (4) e os modelos (7), (8) e (9) à equação (5). A dummy adquire valor 1 se o Índice de Gini para o estado i no período t for maior ou igual ao Índice de Gini médio de toda a amostra para todo o período.

Tabela 10: Controle - Proporção de Vínculos Empregatícios Formais

	log(PIB)								
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
log(DT t)	0.037 (0.033)	0.037 (0.032)	0.179*** (0.022)	0.015 (0.021)	0.017 (0.020)	0.158*** (0.029)			
dummy	-0.487*** (0.128)	-0.490*** (0.107)	-0.439*** (0.142)						
log(DT t) * dummy	0.020*** (0.006)	0.020*** (0.005)	0.018*** (0.006)						
log(DT t-1)							0.032 (0.028)	0.034 (0.027)	0.104*** (0.027)
dummy t-1				-0.407*** (0.099)	-0.425*** (0.079)	-0.442*** (0.110)	-0.410*** (0.096)	-0.425*** (0.074)	-0.476*** (0.110)
log(DT t) * dummy t-1				0.017*** (0.004)	0.018*** (0.003)	0.019*** (0.005)			
log(DT t-1) * dummy t-1							0.017*** (0.004)	0.018*** (0.003)	0.020*** (0.005)
Emprego Formal t	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)
Emprego Formal t-1				0.003* (0.002)	0.003* (0.002)	0.004** (0.002)	0.003* (0.002)	0.003* (0.002)	0.004*** (0.001)
Mortinf t	0.651 (1.489)	0.684 (1.331)	-0.490 (1.353)	-1.498 (1.909)	-1.282 (1.970)	-0.833 (1.977)	-1.601 (1.850)	-1.422 (1.914)	-0.293 (1.856)
log(Prod t)	0.034 (0.081)	0.033 (0.074)	0.024 (0.101)	0.113 (0.097)	0.103 (0.091)	0.130 (0.113)	0.111 (0.094)	0.103 (0.089)	0.175 (0.122)
Abertura t	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.002)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.002)
log(Pop t)	0.007 (0.075)		0.066 (0.084)	0.049 (0.072)		0.084 (0.078)	0.042 (0.083)		0.128 (0.107)
log (RT t)	0.219*** (0.035)	0.219*** (0.036)		0.267*** (0.029)	0.268*** (0.029)		0.268*** (0.042)	0.270*** (0.043)	

Notas:

Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos (1), (2) e (3) se referem à equação (3), os modelos (4), (5) e (6) à equação (4) e os modelos (7), (8) e (9) à equação (5). A dummy adquire valor 1 se o Índice de Gini para o estado i no período t for maior ou igual ao Índice de Gini médio de toda a amostra para todo o período.

Tabela 11: Com o ano de 2010

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	log(PIB) Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
log(DT t)	0.097 [*] (0.051)	0.097 [*] (0.050)	0.232 ^{***} (0.035)	0.098 ^{**} (0.049)	0.098 ^{**} (0.048)	0.221 ^{***} (0.038)			
dummy	-0.275 ^{**} (0.130)	-0.299 ^{**} (0.127)	-0.233 (0.145)						
log(DT t) * dummy	0.011 [*] (0.006)	0.012 ^{**} (0.006)	0.009 (0.006)						
log(DT t-1)							0.087 ^{**} (0.038)	0.089 ^{**} (0.038)	0.178 ^{***} (0.039)
dummy t-1				-0.366 ^{***} (0.141)	-0.393 ^{***} (0.123)	-0.338 ^{***} (0.124)	-0.394 ^{***} (0.144)	-0.410 ^{***} (0.124)	-0.387 ^{***} (0.115)
log(DT t) * dummy t-1				0.015 ^{**} (0.006)	0.016 ^{***} (0.006)	0.014 ^{**} (0.006)			
log(DT t-1) * dummy t-1							0.016 ^{**} (0.007)	0.017 ^{***} (0.006)	0.016 ^{***} (0.005)
Mortinf t	1.016 (1.660)	1.505 (1.559)	0.282 (1.690)	-0.001 (1.716)	0.358 (1.728)	-0.807 (1.895)	0.077 (1.787)	0.300 (1.743)	-0.681 (1.821)
log(Prod t)	0.198 ^{**} (0.091)	0.183 ^{**} (0.085)	0.195 ^{**} (0.099)	0.209 ^{**} (0.099)	0.193 ^{**} (0.091)	0.219 ^{**} (0.106)	0.212 ^{**} (0.101)	0.201 ^{**} (0.092)	0.268 ^{**} (0.115)
Abertura t	0.003 ^{***} (0.001)	0.004 ^{***} (0.001)	0.004 ^{***} (0.001)	0.004 ^{**} (0.002)	0.004 ^{**} (0.002)	0.004 ^{***} (0.002)	0.004 ^{**} (0.002)	0.004 ^{**} (0.002)	0.005 ^{***} (0.002)
log(Pop t)	0.102 (0.079)		0.149 ^{**} (0.075)	0.084 (0.081)		0.144 ^{**} (0.066)	0.055 (0.088)		0.128 (0.087)
log(RT)	0.214 ^{***} (0.050)	0.218 ^{***} (0.050)		0.212 ^{***} (0.056)	0.215 ^{***} (0.055)		0.244 ^{***} (0.049)	0.245 ^{***} (0.050)	

Notas: Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos (1), (2) e (3) se referem à equação (3), os modelos (4), (5) e (6) à equação (4) e os modelos (7), (8) e (9) à equação (5). A dummy adquire valor 1 se o Índice de Gini para o estado i no período t for maior ou igual ao Índice de Gini médio de toda a amostra para todo o período.

Tabela 12: Sem os anos de 2002, 2003, 2010 e 2017

	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	log(PIB)		Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
					Modelo 5	Modelo 6			
log(DT t)	0.080** (0.037)	0.080** (0.036)	0.202*** (0.041)	0.034* (0.018)	0.034* (0.018)	0.177*** (0.050)			
dummy	-0.352*** (0.122)	-0.365*** (0.122)	-0.256* (0.139)						
log(DT t) * dummy	0.014*** (0.005)	0.015*** (0.005)	0.010* (0.006)						
log(DT t-1)							0.071** (0.028)	0.071** (0.028)	0.162*** (0.050)
dummy t-1				-0.411*** (0.119)	-0.417*** (0.105)	-0.436*** (0.134)	-0.427*** (0.114)	-0.421*** (0.096)	-0.485*** (0.132)
log(DT t) * dummy t-1				0.017*** (0.005)	0.017*** (0.005)	0.018*** (0.006)			
log(DT t-1) * dummy t-1							0.018*** (0.005)	0.017*** (0.004)	0.020*** (0.006)
Mortinf t	0.167 (2.701)	0.314 (2.687)	-2.027 (2.665)	-3.643 (3.253)	-3.604 (3.313)	-4.147 (3.311)	-3.663 (3.136)	-3.701 (3.181)	-3.872 (3.224)
log(Prod t)	0.127 (0.105)	0.118 (0.096)	0.127 (0.122)	0.068 (0.086)	0.064 (0.074)	0.050 (0.106)	0.053 (0.088)	0.057 (0.074)	0.073 (0.123)
Abertura t	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.005*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)
log(Pop t)	0.047 (0.067)		0.124** (0.058)	0.016 (0.077)		0.038 (0.062)	-0.016 (0.088)		-0.007 (0.072)
log(RT)	0.219*** (0.050)	0.222*** (0.052)		0.283*** (0.044)	0.283*** (0.044)		0.281*** (0.055)	0.281*** (0.055)	

Notas: Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos (1), (2) e (3) se referem à equação (3), os modelos (4), (5) e (6) à equação (4) e os modelos (7), (8) e (9) à equação (5). A dummy adquire valor 1 se o Índice de Gini para o estado i no período t for maior ou igual ao Índice de Gini médio de toda a amostra para todo o período.

Tabela 13: Determinantes das despesas governamentais

	log(PIB)
desoc	0.006** (0.003)
log(PIB)	0.356*** (0.106)
log(pop)	-0.140 (0.119)
log(RT)	0.596*** (0.120)
Gini	0.482*** (0.185)
op	-0.003 (0.002)
mortinf	8.492 (5.586)
log(prod)	0.433*** (0.060)

Notas: Modelo estimado pelo estimador de efeitos fixos com efeitos individuais e de tempo. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%.

Tabela 14: Adição da taxa de desocupação

	log(PIB)								
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
desoc	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.005** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.004*** (0.002)	-0.005*** (0.002)
log(DT t)	0.144*** (0.050)	0.143*** (0.049)	0.230*** (0.041)	0.090** (0.043)	0.090** (0.043)	0.216*** (0.043)			
dummy	-0.247 (0.165)	-0.258 (0.173)	-0.179 (0.160)						
log(DT t) * dummy	0.010 (0.007)	0.010 (0.008)	0.007 (0.007)						
log(DT t-1)							0.111*** (0.040)	0.113*** (0.041)	0.202*** (0.045)
dummy t-1				-0.340** (0.139)	-0.372*** (0.129)	-0.377** (0.149)	-0.357*** (0.135)	-0.375*** (0.121)	-0.426*** (0.148)
log(DT t) * dummy t-1				0.014** (0.006)	0.015*** (0.006)	0.016** (0.007)			
log(DT t-1) * dummy t-1							0.015** (0.006)	0.015*** (0.005)	0.018*** (0.007)
Mortinf t	-2.081 (3.606)	-1.836 (3.653)	-4.146 (3.369)	-4.419 (3.507)	-4.109 (3.599)	-5.058 (3.526)	-4.535 (3.475)	-4.362 (3.522)	-5.126 (3.655)
log(Prod t)	0.187 (0.118)	0.167 (0.107)	0.168 (0.123)	0.186* (0.110)	0.163 (0.099)	0.159 (0.121)	0.169 (0.112)	0.154 (0.099)	0.177 (0.126)
Abertura t	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)	0.007*** (0.001)
log(Pop t)	0.112 (0.094)		0.140* (0.077)	0.111 (0.094)		0.113 (0.074)	0.066 (0.093)		0.040 (0.066)
log(RT)	0.155*** (0.058)	0.158*** (0.058)		0.239*** (0.050)	0.239*** (0.050)		0.260*** (0.050)	0.259*** (0.050)	

Notas:

Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos (1), (2) e (3) se referem à equação (3), os modelos (4), (5) e (6) à equação (4) e os modelos (7), (8) e (9) à equação (5). A dummy adquire valor 1 se o Índice de Gini para o estado i no período t for maior ou igual ao Índice de Gini médio de toda a amostra para todo o período.

Tabela 15: Adição da taxa de escolarização

	log(PIB)								
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
Escolarização	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.003*** (0.001)	0.004*** (0.001)
log(DT t)	0.114** (0.051)	0.114** (0.049)	0.233*** (0.040)	0.057 (0.044)	0.059 (0.043)	0.217*** (0.041)			
dummy	-0.207 (0.126)	-0.244* (0.129)	-0.146 (0.131)						
log(DT t) * dummy	0.008 (0.006)	0.010* (0.006)	0.005 (0.006)						
log(DT t-1)							0.078* (0.041)	0.083** (0.041)	0.182*** (0.044)
dummy t-1				-0.279** (0.114)	-0.343*** (0.098)	-0.345*** (0.126)	-0.284** (0.110)	-0.339*** (0.091)	-0.386*** (0.116)
log(DT t) * dummy t-1				0.011** (0.005)	0.014*** (0.004)	0.014** (0.006)			
log(DT t-1) * dummy t-1							0.011** (0.005)	0.014*** (0.004)	0.016*** (0.005)
Mortinf t	0.702 (1.874)	1.459 (1.823)	-0.267 (1.781)	-0.750 (1.594)	0.110 (1.728)	-0.075 (1.925)	-0.936 (1.553)	-0.209 (1.638)	0.337 (1.887)
log(Prod t)	0.223** (0.098)	0.196** (0.092)	0.233** (0.103)	0.211** (0.092)	0.178** (0.086)	0.224** (0.101)	0.204** (0.092)	0.176** (0.086)	0.279*** (0.107)
Abertura t	0.004** (0.001)	0.004** (0.001)	0.004*** (0.002)	0.004** (0.001)	0.004** (0.001)	0.005*** (0.002)	0.003** (0.001)	0.004** (0.001)	0.005*** (0.002)
log(Pop t)	0.165** (0.082)		0.234*** (0.060)	0.171** (0.077)		0.201*** (0.064)	0.149* (0.082)		0.192** (0.083)
log(RT)	0.205*** (0.055)	0.214*** (0.055)		0.291*** (0.042)	0.295*** (0.041)		0.301*** (0.044)	0.304*** (0.044)	

Notas:

Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos (1), (2) e (3) se referem à equação (3), os modelos (4), (5) e (6) à equação (4) e os modelos (7), (8) e (9) à equação (5). A dummy adquire valor 1 se o Índice de Gini para o estado i no período t for maior ou igual ao Índice de Gini médio de toda a amostra para todo o período.

Tabela 16: Robustez a outliers (intervalo de 5%)

	log(PIB)								
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
log(DT t)	0.169*** (0.056)	0.165*** (0.052)	0.266*** (0.038)	0.143*** (0.047)	0.138*** (0.043)	0.258*** (0.040)			
dummy	-0.228 (0.145)	-0.293** (0.145)	-0.187 (0.147)						
log(DT t) * dummy	0.009 (0.006)	0.012* (0.006)	0.007 (0.007)						
log(DT t-1)							0.152*** (0.048)	0.158*** (0.047)	0.251*** (0.049)
dummy t-1				-0.212* (0.124)	-0.341*** (0.114)	-0.245* (0.126)	-0.230* (0.122)	-0.338*** (0.099)	-0.293** (0.122)
log(DT t) * dummy t-1				0.008 (0.006)	0.014*** (0.005)	0.010* (0.006)			
log(DT t-1) * dummy t-1							0.009 (0.006)	0.014*** (0.005)	0.012** (0.006)
Mortinf t	-0.788 (1.467)	0.642 (1.387)	-1.682 (1.513)	-3.245* (1.909)	-1.011 (2.182)	-2.865 (2.008)	-4.143** (1.860)	-2.319 (1.936)	-4.090** (1.858)
log(Prod t)	0.131 (0.098)	0.116 (0.097)	0.115 (0.104)	0.132 (0.096)	0.110 (0.103)	0.132 (0.100)	0.129 (0.091)	0.107 (0.095)	0.161 (0.099)
Abertura t	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)
log(Pop t)	0.227** (0.096)		0.296*** (0.082)	0.332*** (0.093)		0.385*** (0.080)	0.280*** (0.092)		0.344*** (0.089)
log(RT)	0.156*** (0.049)	0.173*** (0.046)		0.199*** (0.040)	0.218*** (0.040)		0.243*** (0.047)	0.253*** (0.048)	

Notas:

Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos (1), (2) e (3) se referem à equação (3), os modelos (4), (5) e (6) à equação (4) e os modelos (7), (8) e (9) à equação (5). A dummy adquire valor 1 se o Índice de Gini para o estado i no período t for maior ou igual ao Índice de Gini médio de toda a amostra para todo o período. Foram removidas observações do Índice de Gini abaixo e acima, respectivamente, dos quintis 0.05 e 0.95.

Tabela 17: Robustez a outliers (intervalo de 10%)

	log(PIB)								
	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4	Modelo 5	Modelo 6	Modelo 7	Modelo 8	Modelo 9
log(DT t)	0.216*** (0.058)	0.205*** (0.053)	0.281*** (0.041)	0.190*** (0.051)	0.187*** (0.046)	0.283*** (0.051)			
dummy	-0.178 (0.131)	-0.255* (0.137)	-0.146 (0.126)						
log(DT t) * dummy	0.007 (0.006)	0.010* (0.006)	0.005 (0.006)						
log(DT t-1)							0.157*** (0.053)	0.161*** (0.053)	0.250*** (0.058)
dummy t-1				-0.210 (0.147)	-0.327*** (0.125)	-0.238* (0.139)	-0.213 (0.145)	-0.317*** (0.112)	-0.277** (0.122)
log(DT t) * dummy t-1				0.008 (0.007)	0.013** (0.006)	0.010 (0.006)			
log(DT t-1) * dummy t-1							0.008 (0.007)	0.013** (0.005)	0.011** (0.006)
Mortinf t	-0.715 (1.576)	1.003 (1.599)	-1.388 (1.587)	-2.886 (2.159)	-0.759 (2.598)	-3.225 (2.044)	-2.886 (2.277)	-1.033 (2.601)	-3.260 (2.446)
log(Prod t)	0.111 (0.088)	0.098 (0.092)	0.101 (0.093)	0.035 (0.114)	0.018 (0.125)	0.010 (0.120)	0.056 (0.103)	0.038 (0.111)	0.065 (0.116)
Abertura t	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.003** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.002)
log(Pop t)	0.301** (0.116)		0.354*** (0.100)	0.337** (0.130)		0.361*** (0.121)	0.301** (0.128)		0.341*** (0.105)
log(RT)	0.101** (0.041)	0.129*** (0.040)		0.159*** (0.032)	0.175*** (0.024)		0.247*** (0.060)	0.256*** (0.058)	

Notas: Todos os modelos foram estimados pelo estimador de efeitos fixos. Erros estão corrigidos por matriz robusta à heterocedasticidade e autocovariância. Números em parênteses são os desvios-padrões dos coeficientes. * representa significância a nível de 10%, ** a 5% e *** a 1%. Os modelos (1), (2) e (3) se referem à equação (3), os modelos (4), (5) e (6) à equação (4) e os modelos (7), (8) e (9) à equação (5). A dummy adquire valor 1 se o Índice de Gini para o estado *i* no período *t* for maior ou igual ao Índice de Gini médio de toda a amostra para todo o período. Foram removidas observações do Índice de Gini abaixo e acima, respectivamente, dos quintis 0.1 e 0.9.